



UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA CATARINA  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ENGENHARIA DE PRODUÇÃO – PPGE

(TESE DE DOUTORADO)

## CAUSALIDADE E CO-INTEGRAÇÃO NO MERCADO DE CAPITALIS DA AMÉRICA LATINA

**Doutorando:** Antonio Fernando de Oliveira de Andrade Pereira

**Orientador:** Prof. Newton Carneiro Affonso da Costa Jr., Dr.

**Coordenador:** Prof. Edson Pacheco Paladini, Dr.

**Membros:**

- Emílio A. Menezes, Dr.
- Valter Saurin, Dr.
- João Serafim Tusi da Silveira, Dr.
- Anderson de Barros Dantas, Dr.
- Carlos Pedrosa Jr., Dr.

Florianópolis – Dezembro de 2002.

ANTONIO FERNANDO DE OLIVEIRA DE ANDRADE PEREIRA

## CAUSALIDADE E CO-INTEGRAÇÃO NO MERCADO DE CAPITAIS DA AMÉRICA LATINA

Tese apresentada ao  
Programa de Pós-Graduação  
em Engenharia de Produção  
da Universidade Federal de  
Santa Catarina como  
requisito parcial para  
obtenção do grau de Doutor  
em Engenharia de Produção.

**Orientador:** Prof. Newton Carneiro A. da Costa Jr., Dr.

**Coordenador:** Prof. Edson Pache

Florianópolis - Dezembro de 2002.

UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA CATARINA

PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ENGENHARIA DE PRODUÇÃO – PPGE

ANTONIO FERNANDO DE OLIVEIRA DE ANDRADE PEREIRA

**CAUSALIDADE E CO-INTEGRAÇÃO NO MERCADO DE CAPITAIS  
DA AMÉRICA LATINA**

Esta dissertação foi julgada e aprovada para a obtenção do grau de Doutor em  
Engenharia de Produção no Programa de Pós-Graduação em  
Engenharia de Produção da Universidade Federal de Santa Catarina

Florianópolis – Dezembro de 2002.

---

Coordenador do PPGE

**BANCA EXAMINADORA**

Newton C. A. da Costa Jr., Dr.

**Orientador**

Emílio A. Menezes, Dr.

Valter Saurin, Dr.

Anderson de Barros Dantas, Dr.

João Serafim Tusi da Silveira, Dr.

Carlos Pedrosa Jr., Dr.

**DEDICATÓRIA**

*A DEUS,  
ao orientador e amigo Newton, aos meus  
pais Antonio dos Reis de Andrade Pereira  
(in memorian) e Rosa Maria de Oliveira  
Pereira, aos meus queridos filhos  
Fernanda e Henrique, a minha neta  
Maria Luíza e aos meus irmãos.*

## **AGRADECIMENTOS**

Manifesto os meus sinceros agradecimentos às seguintes pessoas e instituições:

ao Professor e amigo Newton Carneiro Affonso da Costa Jr., pelo apoio desde que cheguei a Florianópolis até hoje, pela sua paciência e segura orientação durante todo o curso de doutorado;

ao Professor e amigo Anderson de Barros Dantas pelas discussões dos modelos econométricos, assim como, suas críticas construtivas;

ao Professor Gutemberg Leal de Mesquita que na qualidade de Chefe e amigo quebrou barreiras junto aos meus pares e na própria Universidade (UFPE) para que eu fosse liberado a concluir o doutorado em Santa Catarina (UFSC);

a Professora Anita Aline Costa, que na função de Diretora do Centro de Ciências Sociais Aplicadas referendou as decisões encaminhadas pelo então Chefe do Departamento Professor Gutemberg Leal de Mesquita.

aos primos José Inojosa de Andrade (in memorian) e Evaldo Inojosa de Andrade por terem-me iniciado e apresentado os escritórios de projetos e Instituições Públicas e Privadas;

aos meus filhos Fernanda, Henrique, Maria Luísa (neta) e meus familiares (irmãos), que se privaram da minha companhia, entendendo a necessidade de fazer esta tese;

ao Professor Roberto Samohyl, pela sua paciência em discutir alguns pontos da econometria que não foram por mim entendido;

aos digitadores Elaine Cristine Jesuína da Cunha, Rosalvo Dias da Silva e Sharlison, pela paciência e pelo trabalho árduo de digitar, conferir, reorganizar, normatizar, etc;

ao Professor Jorge de Souza, pela sua carta de recomendação junto ao Programa de Pós-Graduação;

aos meus amigos Wilson Castro, Carlos Pedrosa Jr., pelo estímulo e motivação para que pudesse concluir esta tese;

aos colegas Adriano, Felipe, Pedro e Sóstenes pelo seu apoio em Santa Catarina;

a Professora Juliana Santana e Samuel Vieira pelas correções em português e a normatização da tese;

## RESUMO

---

Esta pesquisa investiga a interdependência dinâmica dos principais mercados acionários da América Latina e entre estes países e os países desenvolvidos. O estudo utiliza os dados que cobrem o período de janeiro de 1985 a abril de 2001, subdividindo-se em dois subperíodos: janeiro de 1985 a novembro de 1994 e dezembro de 1994 a abril de 2001. Esses dados foram originados da *International Finance Corporation* do Banco Mundial correspondendo a 800 observações semanais. Examinaram-se os comportamentos dos índices dos preços do mercado acionário da Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, México e Venezuela, conjuntamente, com alguns países desenvolvidos selecionados. Nesta pesquisa, examinam-se as séries dos índices dos preços das bolsas de valores quanto a sua estacionariedade, em particular quando da ocorrência de crises financeiras que se transmitem através do efeito contágio entre os mercados naquela região. Objetivando estimar o grau de segmentação e integração no mercado acionário, bem como os seus equilíbrios de longo prazo, emprega-se os métodos econométricos de análise de correlação, causalidade de Granger, co-integração e modelo de correção de erros para construir uma modelagem de previsão capaz de identificar os potenciais ganhos de investimentos internacionais quando da diversificação de risco na região latino-americana. Os resultados obtidos na pesquisa indicam que existem ganhos limitados quando da diversificação de investimentos na região, haja vista que a maioria dos mercados da América Latina está co-integrada.

Causalidade – Co-integração – Mercado de capitais – Bolsa de valores – Econometria – Séries temporais – Mercado – Segmentação – Integração – Globalização.

## **ABSTRACT**

---

This research investigates the dynamic interrelationship of the main stock markets among Latin American countries and developed nations (The United State of America, England and Japan). This study uses data covering the period from January 1985 to April 2001, that it was divided in two periods, (from January 1985 to November 1994 and December 1994 to April 2001), respectively. The data originated from the data bank maintained by the International Finance Corporation of the World Bank containing 800 weekly observations. The data were analyzed to investigate the behavior of stock market price indexes relating to countries as Argentina, Brazil, Chile, Mexico and Venezuela, along with the United States of America, England and Japan. Its primary purpose was to observe if the price indexes of stock markets were stationary. In particular, during periods of financial crises which transmit a contagion effect among stock market in the region. This work aims at estimating the stock market segmentation and integration, as well as its equilibrium in the long run. Econometric methods of co-integration, Granger causality, and error correction model were utilized to construct a forecasting model capable of identifying the potential gains investment in the international stock market when risk diversification in Latin America is considered. The results obtained indicate limited gains when most of the in Latin American markets (Brazil, Argentina, Mexico, Venezuela and Chile) were co-integrated.



## SUMÁRIO

---

RESUMO.....	Vii
ABSTRACT.....	Viii
LISTA DE FIGURAS.....	Xii
LISTA DE QUADROS.....	Xiii
LISTA DE TABELAS.....	Xiv
LISTA DE SÍMBOLOS E LETRAS GREGAS .....	xvi
 CAPÍTULO 1 – INTRODUÇÃO .....	 18
1.1 TEMA DA PESQUISA.....	21
1.2 JUSTIFICATIVA.....	27
1.3 OBJETIVOS DA TESE .....	32
1.3.1 Geral .....	32
1.3.2 Específico .....	32
1.4 ORGANIZAÇÃO DO TRABALHO.....	32
 CAPÍTULO 2 – REVISÃO DA LITERATURA .....	 34
2.1 INTRODUÇÃO .....	34
2.2 O ESTUDO DE AGMON E LESSARD (1977).....	36
2.3 ESTUDOS EMPÍRICOS SIMULADOS POR DICKEY E FULLER (1981).....	37
2.4 ESTUDO EMPÍRICO ELABORADO POR ENGLE E GRANGER PARA IDENTIFICAR CO-INTEGRAÇÃO ENTRE ALGUMAS VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS SELECIONADAS (1987) .....	39
2.5 O ESTUDO DE WHEATLEY (1988) .....	42
2.6 O ESTUDO DE SOLNIK E FREITAS (1988) .....	43
2.7 ESTUDO EMPÍRICO ELABORADO POR PIERRE PERRON PARA DETECTAR O FENÔMENO DE RAÍZES UNITÁRIAS (1989) .....	45
2.8 O ESTUDO DE EUN E SHIM (1989) .....	46
2.9 O ESTUDO DE BAILEY E STULZ (1990) .....	48
2.10 O ESTUDO DE ERRUNZA, LOSQ E PADMANABHAN (1992) .....	50
2.11 ESTUDO EMPÍRICO REALIZADO POR JOHANSEN E JUSELIUS: TESTANDO A HIPÓTESE DA ANÁLISE DE CO-INTEGRAÇÃO MULTIVARIADA DA PARIDADE DE PODER DE COMPRA PARA O REINO UNIDO (1992) .....	52
2.12 O ESTUDO DE ERRUNZA E LOSQ (1992).....	54

2.13 O ESTUDO DE HAWAWINI (1994) .....	55
2.14 O ESTUDO DE ERB, HARVEY E VISKANTA (1994).....	58
2.15 O ESTUDO DE AMMER E MEI (1994) .....	60
2.16 ESTUDO EMPÍRICO REALIZADO POR ENDERS E HURN (1994) .....	61
2.17 O ESTUDO DE PERRON (APUD RAO, 1994) .....	62
2.18 O ESTUDO DE HARVEY (1995) .....	64
2.19 ALGUNS ESTUDOS EMPÍRICOS OBTIDOS COM A METODOLOGIA DE CO-INTEGRAÇÃO DE JOHANSEN, (APUD ENDERS, 1995) .....	65
2.20 O ESTUDO DE ERB, HARVEY E VISKANTA (1995) .....	67
2.21 OS ESTUDOS DE SOLNIK (1996) .....	68
2.22 O ESTUDO DE BECKERS, CONNOR E CURDS (1996) .....	71
2.23 O ESTUDO DE BEKAERT, ERB, HARVEY E VISKANTA (1996) .....	72
2.24 O ESTUDO DE ERB, HARVEY E VISKANTA (1996) .....	73
2.25 O ESTUDO DE VALLE, RENÉ (1998) .....	74
2.26 O ESTUDO DE BEKAERT, HARVEY E LUMSDAINE (1998) .....	77
2.27 O ESTUDO DE SHAPIRO (1998) .....	78
2.28 O ESTUDO DE GOKCAN (1998) .....	80
2.29 O ESTUDO DE SANVICENTE (1998) .....	81
2.30 O ESTUDO DE FORBES E RIGOBON (2000) .....	82
2.31 O ESTUDO DE COSTA E LEAL (APUD COSTA, LEAL, LEMGRUBER, 2000) .....	84
2.32 O ESTUDO DE COSTA JR. E CERETTA (2001) .....	85
2.33 O ESTUDO DE LEAL E RATNER (2001) .....	86
 CAPÍTULO 3 – A ECONOMETRIA DAS SÉRIES ECONOMICAS E FINANCEIRAS: DE RAIZ UNITÁRIA À CO-INTEGRAÇÃO ..	88
3.1 INTRODUÇÃO .....	88
3.2 TESTE DE CAUSALIDADE DE GRANGER .....	90
3.3 OS MÉTODOS DAS SÉRIES TEMPORAIS: TESTES DE RAÍZES UNITÁRIAS .....	95
3.4 O MÉTODO SIMULADO POR DICKEY E FULLER PARA IDENTIFICAÇÃO DE RAÍZES UNITÁRIAS .....	96
3.5 TESTANDO AS RAÍZES UNITÁRIAS .....	100
3.6 TESTANDO PHILLIPS-PERRON.....	102

3.7	MÉTODO DE RAIZ UNITÁRIA DE PHILLIPS-PERRON.....	103
3.8	OS MÉTODOS ECONOMÉTRICOS DE SÉRIES ECONÔMICAS E FINANCEIRAS: OS PROCEDIMENTOS DE ENGLE E GRANGER DE CO-INTEGRAÇÃO .....	105
3.9	OS MÉTODOS ECONOMÉTRICOS: CO-INTEGRAÇÃO E MODELOS DE CORREÇÃO DE ERRO DE ENGLE E GRANGER.....	107
3.10	O MÉTODO ECONOMÉTRICO DE CO-INTEGRAÇÃO PELOS PROCEDIMENTOS DE JOHANSEN .....	108
	CAPÍTULO 4 – METODOLOGIA .....	111
4.1	FUNDAMENTOS TEÓRICOS .....	111
4.2	MÉTODOS DE ANÁLISE ADOTADOS.....	111
4.3	TESTE DE CAUSALIDADE DE GRANGER .....	114
4.4	ANÁLISE DE CORRELAÇÃO .....	116
4.5	ANÁLISE DE CO-INTEGRAÇÃO.....	119
4.6	CO-INTEGRAÇÃO E MODELOS DE CORREÇÃO DE ERROS DE ENGLE E GRANGER .....	119
4.7	CO-INTEGRAÇÃO: METODOLOGIA JOHANSEN (1990) .....	120
4.8	CO-INTEGRAÇÃO E MODELO DE CORREÇÃO DE ERRO .....	123
4.9	MODELO VETORIAL AUTO-REGRESSIVO (VAR) PARA PREVISÃO .....	124
4.10	OS DADOS .....	128
	CAPÍTULO 5 – RESULTADOS EMPÍRICOS OBTIDOS .....	130
5.1	INTRODUÇÃO .....	130
5.2	ANÁLISE DE CORRELAÇÃO DOS MERCADOS ACIONÁRIOS .....	136
5.3	ESTUDOS EMPÍRICOS DA ESTACIONARIEDADE DAS SÉRIES FINANCEIRAS .....	139
5.4	RESULTADOS EMPÍRICOS OBTIDOS COM A ANÁLISE DE CO- INTEGRAÇÃO PELA METODOLOGIA DE JOHANSEN .....	141
5.5	RESULTADOS EMPÍRICOS OBTIDOS COM A ANÁLISE DE CO- INTEGRAÇÃO E MODELO DE CORREÇÃO DE ERRO.....	146
	CAPÍTULO 6 – CONCLUSÃO.....	152
	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS .....	157
	APÊNDICE .....	162

## LISTA DE FIGURAS

Figura 01	Risco Financeiro (alguns países) – Volatilidade – Índice de Eurobond – Latino x Spread (1994/1998).....	30
Figura 02	Comportamento dos Índices de Mercado Latino-americano (maio a dezembro/1998) .....	30
Figura 03	Metodologia do Trabalho de Tese.....	113
Figura 04	Evolução no tempo dos índices de preços de mercado das ações de países da América Latina.....	130
Figura 05	Evolução no tempo dos índices de preços de mercado das ações de países desenvolvidos.....	131
Figura 06	Retorno dos mercados acionários dos países da América Latina (países emergentes). $LN_t - LN_{t-1}$ .....	132
Figura 07	Retorno dos mercados acionários dos países desenvolvidos (os Estados Unidos, Inglaterra e Japão). $LN_t - LN_{t-1}$ .....	133
Figura 08	Evolução histórica dos índices de preços do mercado acionário para os países analisados.....	134
Figura 09	Correlograma dos índices de preços do mercados acionários em logaritmos.....	134
Figura 10	Correlograma dos retornos dos mercados acionários.....	135

## LISTA DE QUADROS

Quadro 01	Matriz de Correlação.....	117
Quadro 02	Matriz de Correlação do LN dos Índices de Preço de Mercado das Ações dos Países Pesquisados. Período 20/01/1985 a 26/04/2000.....	136
Quadro 03	Matriz de Correlação dos Retornos dos Índices de Preço de Mercado das Ações dos Países Pesquisados. 20/01/1985 a 26/04/2000.....	137
Quadro 04	Matriz de Correlação do LN dos Índices de Preço de Mercado das Ações dos Países Pesquisados. Período de 20/01/1985 a 30/11/1994.....	137
Quadro 05	Matriz de Correlação do LN dos Índices de Preço de Mercado das Ações dos Países Pesquisados. Período de 07/02/1994 a 26/04/2000.....	138
Quadro 06	Rank de cointegração dos índices das bolsas estudadas, defasagem considerada e modelo adotado para busca de cointegração. IPMA = índice de preços do mercado de ações	142
Quadro 07	Rank de cointegração dos índices das bolsas estudadas, defasagem considerada e modelo adotado para busca de cointegração. IPMA = índice de preços do mercado de ações. Período de 02/01/1985 a 30/11/1994.....	143
Quadro 08	Rank de cointegração dos índices das bolsas estudadas, defasagem considerada e modelo adotado para busca de cointegração. IPMA = índice de preços do mercado de ações. Período de 07/12/1994 a 26/04/2000.....	144

## LISTA DE TABELAS

Tabela 01	Volume Médio Negociado Diariamente – U\$\$ Bilhões – Quadro Comparativo.....	19
Tabela 02	Número de Companhias Listadas em Bolsa.....	24
Tabela 03	Participação do Valor de Mercado das Companhias Listadas em Bolsa em Relação ao PIB.....	28
Tabela 04	Seleção de Amostra dos Ativos Originados dos Diferentes Países no Mundo.....	51
Tabela 05	Identificação da Segmentação Completa para uma Amostra de Países Emergentes.....	52
Tabela 06	Resultados da Co-integração.....	54
Tabela 07	Sumário de Raízes Características 1.....	66
Tabela 08	Sumário de Raízes Características 2.....	66
Tabela 09	Sumário dos testes de Dickey e Fuller.....	98
Tabela 10	Equações e Testes para Raízes Unitárias Simuladas por Dickey-Fuller (1979,1981).....	101
Tabela 11	Equação de Previsão no Período Total com Vetor de Correção de Erro.....	149
Tabela 12	Teste Dickey-Fuller para raiz unitária das séries estudadas.....	162
Tabela 13	Teste Phillips-Perron para raiz unitária das séries estudadas....	163
Tabela 14	Teste ADF para níveis e primeira diferença do LN dos índices de preços do mercado acionário no primeiro subperíodo analisado.....	164
Tabela 15	Teste P-P para níveis e primeira diferença do LN dos índices de preços do mercado acionário no primeiro subperíodo analisado.....	165
Tabela 16	Teste ADF para níveis e primeira diferença do LN dos índices de preços do mercado acionário no segundo subperíodo analisado.....	166
Tabela 17	Teste P-P para níveis e primeira diferença do LN dos índices de preços do mercado acionário no segundo subperíodo analisado.....	167
Tabela 18	Teste de Causalidade de Granger no Período Total.....	168
Tabela 19	Teste de Cointegração Johansen para Todas as Séries em Conjunto no Período Total.....	169
Tabela 20	Coefficientes de Cointegração Normalizados do Teste para Toda Série.....	169
Tabela 21	Equação de Previsão no Período Total com Vetor de Correção de Erro.....	170
Tabela 22	Teste de Cointegração Johansen para Todas as Séries em Conjunto no Período de 02/01/1985 a 30/11/1994...	171
Tabela 23	Coefficientes de Cointegração Normalizados do Teste para o Período de 02/01/1985 a 30/11/1994.....	171
Tabela 24	Teste de Cointegração Johansen para Todas as Séries em Conjunto no Período de 07/12/1994 a 26/04/2000.....	172
Tabela 25	Coefficientes de Cointegração Normalizados do Teste para o Período de 07/12/1994 a 26/04/2000.....	173
Tabela 26	Equação de Previsão no Primeiro Sub-Período com Vetor de	

	Correção de Erro.....	174
Tabela 27	Equação de Previsão no Segundo Sub-Período com Vetor de Correção de Erro.....	177
Tabela 28	Estatísticas descritivas para os índices de preços do mercado acionário no período total.....	178
Tabela 29	Estatísticas descritivas para os índices de preços do mercado acionário de 02/01/85 a 30/11/94.....	179
Tabela 30	Estatísticas descritivas para os retornos dos mercados no período de 02/01/85 a 30/11/94.....	179
Tabela 31	Estatísticas descritivas para os retornos dos mercados no período de 07/12/94 a 27/04/00.....	180

# LISTA DE SÍMBOLOS E LETRAS GREGAS

<i>Símbolo</i>	<i>Significado</i>
$g.l.$	Graus de liberdade
$H_0$	Hipótese nula
$H_1$	Hipótese alternativa
$K$	Número de parâmetros da regressão estimada
$N$	Tamanho da amostra
$R$	Correlação simples da amostra ou pena
$R^2$	Coefficiente de determinação
$T$	Tempo
$var$	Variância
$X$	(também $Y, Z$ etc.) = variável na forma original
$s$	(também $y, z$ etc.) = variável expressa em desvios em torno da média
$s$	Variável na forma padronizada completa
$Y_t$	Valor de $Y$ no tempo $t$
$\hat{Y}$	Valor ajustado de $Y$
$Z$	Variável normal padrão
$\chi^2_n$	Qui-quadrado
$\alpha$	Coefficiente linear da regressão da população
$\beta$	Coefficiente angular da regressão da população
$\gamma$	Coefficiente da regressão da população
$\theta$	Qualquer parâmetro da população
$\lambda$	Multiplicador de Lagrange ou razão da variância dos erros em duas variáveis
$\mu$	Média da população
$\rho$	Correlação da população ou correlação serial do erro em séries temporais
$\sigma^2$	Variância da população (em torno da reta de regressão, normalmente)
$\Sigma$	Soma de
$\tau$	Operador de diferenças generalizadas
$\beta$	(com ou sem índice) vetor dos coeficientes das variáveis
$e$	Vetor dos erros no modelo de regressão
$x$	(com ou sem índice) um vetor de observações numa variável exógena, ou vetor de todas as variáveis exógenas do modelo
$X$	Matriz das observações em todas as variáveis exógenas do modelo, compreendendo
$Y$	Matriz das observações em todas as variáveis endógenas da primeira equação, compreendendo
$Y_1$	Matriz das observações em todas as variáveis endógenas do lado direito da primeira equação, e
$y$	Vetor das observações uma única variável endógena do lado esquerdo, determinada pela primeira equação, ou vetor de todas as variáveis endógenas do sistema
$k$	Número de regressores na primeira equação, ou estimador de classe $k$
$M$	Número de variáveis exógenas no modelo (usualmente igual ao número de variáveis instrumentais), sendo a soma de
$m$	Número de variáveis exógenas na primeira equação, e
$q$	Número de variáveis endógenas na primeira equação, e
$r$	Número de regressores que estão sendo testados simultaneamente (note também seu uso como coeficiente de correlação da amostra na Parte I)
$\alpha_1$	Vetor dos coeficientes de todas as variáveis do lado direito da primeira equação
$\alpha$	Vetor dos coeficientes de todas as variáveis do lado direito de todas equações
$\gamma$	Vetor dos coeficientes das variáveis endógenas do lado direito da primeira equação
$\Omega$	Matriz de covariância de $v$ , os erros da forma reduzida
$ESS_r$	Soma dos quadrados dos resíduos
$SQS$	Soma dos quadrados dos resíduos



<i>Letras Gregas</i>	<i>Nomes</i>
Aα	Alfa
Bβ	Beta
Γγ	Gama
Δδ	Delta
Θθ	Teta
••	Lambda
Ξξ	Xi
Ππ	Pi
••	Ro
Σσ	Sigma
•τ	Tau
Ωω	Omega

## CAPÍTULO 1 – INTRODUÇÃO

---

Muito comum nos dias atuais é a discussão de que a globalização econômica tem levado a uma grande integração dos mercados financeiros. O avanço da informática tem ajudado a incrementar essa integração. Agora, em questões de segundos, dados *on-line* estão disponibilizados na Internet para qualquer avaliação. Através desse mecanismo de comunicação é possível comprar, vender e transferir, em pouco tempo, ações por todo o mundo. Essa rapidez na evolução dos negócios torna os mercados mais instáveis e os administradores financeiros precisam, cada vez mais, de ferramentas que os ajudem a entender esse novo comportamento mundial.

Com a evolução tecnológica das comunicações, os mecanismos de movimento de interdependência dos preços das ações tornaram-se mais acentuados. Assim, os investidores institucionais, que operam em nível global, estão diante de um dilema (*trade-off*) de risco e retorno, forçando-os a diversificação de riscos pela formação de carteiras de empresas que operam em diferentes países do mundo. Naturalmente, esses investidores seguem o princípio enunciado por Markowitz (1952), ou seja, selecionar os ativos que tenham maiores retornos para um dado nível de risco, ou menor risco para um dado nível de retorno esperado.

Estudos empíricos elaborados por diversos pesquisadores (Erb, Harvey e Viskanta, Solnik e Freitas, Shapiro, Valle e outros) têm dado ênfase, de uma maneira genérica, à análise do grau de correlação entre os retornos das ações e dos fatores nacionais e internacionais que afetam o processo de geração dos ativos, identificando o grau de integração dos mercados acionários.

A verificação do grau de inter-relação, que varia em diferentes estágios de desenvolvimento em cada país inserido na economia mundial, é uma estimativa de fundamental importância na previsão e seleção dos ativos que compõem os *portfolios* internacionais no mercado mundial.

Arshanapalli e Doukas (1992) estimaram na sua pesquisa elevados graus de correlações internacionais no *Crash* de outubro de 1982, identificada como a primeira crise financeira

após o *Crash* de 1929, na qual se verificou uma quebra no sistema financeiro mexicano, induzindo um efeito em cadeia em toda a América Latina. Os impactos mais significativos foram sentidos pelos países como Brasil e Argentina.

Os financistas Solnik (1996), Harvey (1995), Shapiro (1998), entre outros acadêmicos, têm analisado o mercado de capitais do ponto de vista da segmentação e integração no mercado acionário internacional, identificando o nível de tarifas e outras barreiras que inibem o comércio internacional. Ainda, os teóricos da análise econômica têm procurado medir a paridade do poder de compra dos ativos de diversos países, tanto pela lei do preço único dos bens produzidos e negociados em mercados diferentes, bem como pelo efeito conjunto das taxas de juros, variação cambial e comportamento dos índices das bolsas de valores desses países.

A tabela 01 expressa o volume médio negociado diariamente em U\$\$ bilhões de dólares nas bolsas dos principais países da América Latina, assim como dos países mais desenvolvidos no globo (FIBV apud CNBV, 2002, p.75).

Tabela 01 - Volume Médio Negociado diariamente – U\$\$ Bilhões						
Tabela comparativa						
PAÍS/BOLSA	JAN/01	FEV/01	MAR/01	ABR/01	MAI/01	JUN/01
<b>G7</b>						
Alemanha (Frankfurt)	7,61	5,76	6,95	6,15	5,22	5,92
Canadá (Toronto)	2,25	2,21	2,01	1,94	2,01	1,81
NYSE (EUA)	52,05	43,85	45,88	45,15	41,42	41,57
Nasdaq (EUA)	75,59	59,15	50,72	50,82	46,44	40,57
Euronext (Bruxelas, Amsterdã, Paris)	13,74	14,23	12,60	14,05	13,62	13,96
Inglaterra (Londres)	21,32	20,15	20,20	19,14	20,45	18,87
Itália (Milão)	3,42	3,18	3,05	2,97	2,95	2,52
Japão (Tóquio)	6,86	6,59	7,88	7,41	7,91	6,96
<b>AMÉRICA LATINA</b>						
Argentina (Buenos Aires)	0,04	0,03	0,04	0,04	0,03	0,04
Brasil (São Paulo)	0,36	0,33	0,28	0,35	0,23	0,27
Chile (Santiago)	0,02	0,01	0,02	0,02	0,02	0,01
México (C. do México)	0,16	0,14	0,23	0,23	0,30	0,21
Peru (Lima)	0,05	0,04	0,04	0,04	0,03	0,04

**Fonte: FIBV**

Conforme afirma Harvey (1995), a performance do mercado dos países emergentes se explica também pelas restrições legais, pelos custos elevados de transações, pela liquidez baixa, e que, paradoxalmente, os retornos dos mercados dos países emergentes são mais fáceis de previsão do que o mercado dos países desenvolvidos. Aqueles países apresentam maiores riscos e retornos, em virtude de que os fatores internacionais como, por exemplo, taxas de retorno dos ativos dos países desenvolvidos são passíveis de estimação, influenciando decisivamente no comportamento das economias dos países emergentes.

Harvey (1995) enfatiza que os países emergentes têm estruturas da distribuição de retornos dos seus ativos mais instáveis e que a influência local e a influência global variam freqüentemente de país para país. Por conseguinte, na medida que os mercados de capitais desses países tornam-se mais integrados, as informações em níveis globais são relativamente mais importantes. Esse aspecto induz às pesquisas que estudem a co-integração, a causalidade e o risco no comportamento dos índices das bolsas de valores desses países.

Ao se pesquisar o grau de interdependências entre os mercados procura-se, de uma maneira direta ou indireta, estimar a eficiência informacional internacional do mercado de capitais como, por exemplo, se as inovações efetuadas nos Estados Unidos são rapidamente transmitidas para outros mercados e, por “efeito contágio”, se são incorporadas em outros mercados internacionais.

Alguns estudos elaborados por Hawawini (1994), Wheatley (1988), Errunza, Losq e Padmanabhan (1992), Beckers, Connor e Curds (1996), Agmon e Lessard (1977), Harvey (1995), Erb e Harvey e Viskanta (1996), Ammer e Mei (1994), Solnik e Freitas (1988), Bailey e Stulz (1990), Eun e Shim (1989), Shapiro (1998), Solnik (1996), Gokcan (1998) e outros, buscando identificar e testar o grau de segmentação e integração dos mercados de capitais de cada país, estimaram matrizes de correlações de índices de bolsas de valores, taxas de juros e taxas de câmbio no âmbito do mercado doméstico e do mercado global.

Madura (1998, p. 95), ao analisar o movimento dos preços do mercado acionário de alguns países, logo após o *crash* de 1987, concluiu que o grau de interrelações entre esses mercados declinou de diferentes magnitudes, afetando de maneira acentuada os índices de preços dos mercados acionários, a saber:

Many stock markets experienced larger declines in prices than the United State did. For example, during the month of October 1987, the U.S. market index declined by about 21 percent, while the German market index declined by about 23 percent and the United Kingdom index by 26 percent. The stock market indices of Australia and Hong Kong decreased by more than 50 percent over this same month (MADURA, 1998, p. 95).

Modelos econométricos de autores consagrados internacionalmente têm chamado a atenção para problemas tradicionais, que são geralmente utilizados tendo como resultados as estimativas dos parâmetros dos testes  $R^2$ , estatística  $t$ , distribuição  $F$  e o teste de Durbin-Watson (DW), os quais podem induzir a resultados espúrios, como defende Granger e Newbold (1974). Esse é um caso específico no qual o  $R^2$  é elevado e DW é baixo. Os autores Granger e Newbold têm recomendado os estudos das séries temporais para resolver os problemas nas séries financeiras.

Enders (1995) enfatiza a necessidade do desenvolvimento da estatística no campo das séries temporais, em particular, o domínio do teste de raízes unitárias, os testes de Engle e Granger, Johansen e Juselius e Phillips e Perron, que se podem melhor identificar as peculiaridades e as características desses choques, examinando se sua trajetória tem efeitos permanentes ou temporários.

Na presente tese utiliza-se os testes acima referidos que auxiliam na modelagem de finanças no que concernem a causalidade e co-integração e modelo de previsão com correção de erros no mercado de capitais da América Latina e de alguns países desenvolvidos (Estados Unidos, Inglaterra e Japão).

## **1.1 Tema da Pesquisa**

Define-se o mercado segmentado de capitais nacional quando os retornos exigidos dos ativos diferem entre os países em termos de risco e retorno, como, por exemplo, os *portfolios* nos Estados Unidos e no Brasil.

Por outro lado se todos os mercados forem integrados, os retornos e os riscos dos ativos são os mesmos, em níveis globais ajustados para os riscos de câmbio e risco político de cada nação, e que são incorporados como informação aos índices de preços das bolsas de valores desses países.

Esta pesquisa investiga a interdependência dinâmica dos índices dos preços das bolsas de valores nos principais mercados de capitais da América Latina, entre estes e os países desenvolvidos. O estudo utiliza dados para os índices dos preços das bolsas de valores, cobrindo o período de janeiro de 1985 a abril de 2001, subdividindo-se em sub-períodos (janeiro de 1985 a novembro de 1994 e dezembro de 1994 a abril de 2001) respectivamente. Esses dados foram originados da *International Finance Corporation* do Banco Mundial correspondendo a 800 observações semanais. Objetivando captar o efeito contágio decorrente das crises financeiras ocorridas na década de 90 e seus impactos sobre os mercados acionários dos países da América Latina.

Especificamente, empregam-se as análises de co-integração e o vetor auto-regressivo de correção de erros (VAR), ambos, desenvolvidos por Johansen para modelarem as interdependências entre os índices dos preços das bolsas de valores dos países da América Latina e de alguns países desenvolvidos selecionados na pesquisa.

Espera-se que os resultados para testar a estacionariedade dos dados, após efetuar as transformações dos índices dos preços em dólares americanos (por exemplo, moedas comuns para todos os mercados), que partilhando a amostra entre o período antes e depois das crises financeiras (México 1994, Ásia 1997, Rússia 1998 e Brasil 1999) se possa estimar modelos de previsão que proporcionem ganhos potenciais para diversificação de risco, ao investir em diferentes mercados da América Latina.

Estudos empíricos efetuados por vários autores, Madura (1998), Erb, Harvey e Viskanta (1995), Erb, Harvey, e Viskanta (1994), Harvey (1995), Leite e Sanvicente (1995), Wheatley (1988), Valle, Solnik (1996), Ammer e Mei (1994), Solnik e Freitas (1988), Shapiro (1998), Costa e Leal (apud Costa, Leal, Lemgruber, 2000), Ratner, Leal, Kotabe (2001), Errunza, Losq e Padmanabhan (1992), Beckers, Connor, e Curds (1996), Bekaert, Harvey e Lumsdaine (1998) e outros, enfatizam que a teoria financeira prevê os ganhos potenciais com a diversificação de *portfolios* internacionais, em decorrência da constatação que os retornos de investimentos em diferentes mercados acionários nacionais não são perfeitamente correlacionados e possuem diferentes estruturas de correlações entre os mercados de capitais mundiais.

Esse paradigma tem levado economistas e especialistas em finanças a investigar detalhadamente a estrutura da correlação entre os países e a interdependência entre os índices de preços do mercado acionário internacional.

A maioria das pesquisas tem se concentrado na natureza do mercado acionário dos países desenvolvidos, existindo comparativamente poucos estudos de interdependência entre os índices de preços nos mercados emergentes.

As pesquisas anteriores motivaram a realização desta tese que objetiva estimar a interdependência e o equilíbrio de longo prazo entre os índices dos preços das bolsas de valores dos países da América Latina, dentre estes países com os Estados Unidos, o Japão e a Inglaterra. Espera-se que existam diferentes graus de segmentação e integração dos mercados de capitais latino-americanos e dentre estes com o dos países desenvolvidos.

A escolha dos países da América Latina se explica por esses possuírem economias instáveis, em rápido desenvolvimento, estando, portanto, ligados por uma herança cultural e por algumas condições econômicas similares.

Ao se estimar os parâmetros originados dos métodos estatísticos, analisa-se se duas ou mais bolsas de valores são co-integradas e se a combinação linear das variáveis são estacionárias, mesmo que os índices das bolsas individualmente não o sejam. Assim, os índices dos preços das bolsas de valores são co-integrados exibindo uma relação estável de longo prazo.

Os resultados a serem obtidos na pesquisa poderão induzir a uma interdependência entre os índices dos preços das bolsas de valores da América Latina, em decorrência da presença de fortes laços e coordenação política entre esses países na região. Por outro lado, as inovações financeiras e tecnológicas e o desenvolvimento internacional financeiro e comercial e as cooperações regionais e globais direcionadas para os países da América Latina, têm acentuado o grau de integração entre os mercados acionários de vários países.

Os seis mercados acionários emergentes da América Latina incluídos em nossa pesquisa são: Brasil, México, Argentina, Venezuela, Colômbia e Chile. Esses mercados são constituídos pelos principais países do continente latino-americano.

A capitalização do mercado das ações listadas nas bolsas de valores brasileiras excede a mais de 500 ações, correspondendo a 160 bilhões de dólares em fins de 1998. No caso da Venezuela, o mercado acionário excede a 7 bilhões de dólares com mais de 90 companhias negociadas nos seus pregões. Naquela época, o mercado de capital acionário da Argentina correspondia a 20 bilhões de dólares aproximadamente, representando 20% do PIB. Com a crise Russa, em 1998, os índices de preços de todas as bolsas da região decresceram aproximadamente 28,4 a 52,5%. Tais fatores explicam o grau de abertura desse mercado latino-americano e os níveis de interdependência entre estes mercados emergentes e os mercados de capitais dos países desenvolvidos, bem como motivaram a escolha do tema da pesquisa.

A tabela 02 discrimina o número de companhias listadas em bolsa para o período de janeiro a junho de 2001, por países, expressando a importância das bolsas de valores objeto da pesquisa no mercado acionário internacional. (CNBV apud FIBV, 2002, p.76).

<b>Tabela 02 - Número de Companhias Listadas em Bolsa</b>						
<b>PAÍS/BOLSA</b>	<b>JAN/01</b>	<b>FEV/01</b>	<b>MAR/01</b>	<b>ABR/01</b>	<b>MAI/01</b>	<b>JUN/01</b>
<b>G7</b>						
Alemanha (Frankfurt)	987	988	987	984	983	985
Canadá (Toronto)	1.404	1.407	1.407	1.399	1.392	1.395
NYSE (EUA)	2.442	2.434	2.427	2.419	2.429	2.424
Nasdaq (EUA)	4.734	4.628	4.632	4.520	4.520	4.436
Euronext (Bruxelas, Amsterdã, Paris)	1.437	1.437	1.410	1.405	1.400	1.386
Inglaterra (Londres)	2.927	2.921	2.922	2.931	2.931	2.930
Itália (Milão)	294	292	295	295	293	298
Japão (Tóquio)	2.100	2.115	2.110	2.118	2.122	2.123
<b>AMÉRICA LATINA</b>						
Argentina (Buenos Aires)	125	124	123	123	121	119
Brasil (São Paulo)	458	456	453	449	448	443
Chile (Santiago)	261	258	258	258	256	255
México (C. do México)	177	175	175	172	172	172
Peru (Lima)	230	229	231	231	230	226

**Fonte: FIBV**



Na pesquisa são analisados os efeitos das crises financeiras que se propagaram no mercado de capitais da América Latina, como por exemplo, o colapso do mercado acionário de Hong Kong que afetou profundamente os retornos das bolsas de valores dos países latino-americanos. No teste de estacionariedade das séries financeiras é contemplada a crise financeira asiática no segundo semestre de 1997, e a crise financeira russa de agosto a outubro de 1998.

O tema da pesquisa: causalidade e co-integração nos mercados de capitais da América Latina e com alguns países desenvolvidos induz à aplicação de métodos econométricos que estimam apuradamente as crises financeiras ocorridas na década de 90.

No que se refere as interdependências entre os mercados, elas estão consistentes com a noção de eficiência informacional internacional do mercado de capitais. Ou seja, que as inovações efetuadas nos Estados Unidos e as crises financeiras experimentadas pelos países emergentes, são rapidamente transmitidas para outros mercados e, por “efeito contágio”, incorporadas aos demais mercados internacionais.

**A questão que se observa neste trabalho é: existe interdependência financeira no mercado acionário estimado pelos índices de preços das bolsas de valores dos principais centros da América Latina (Brasil, Argentina, México, Chile, Colômbia e Venezuela), e entre estes como os Estados Unidos, Japão e Inglaterra?**

Especificamente, são discutidas detalhadamente as aplicações dos métodos econométricos aplicados às séries financeiras, objetivando estimar o equilíbrio de longo prazo dos principais índices das bolsas de valores da América Latina, dos Estados Unidos, do Japão e Inglaterra, quando da ocorrência de crises no mercado financeiro que são transmitidas pelo efeito contágio dentre as bolsas de valores desses países envolvidos na pesquisa, identificando a segmentação e integração do mercado de capitais entre os países pesquisados.

Assim, o texto é ilustrado com estudos empíricos desenvolvidos no campo da análise econômica-financeira, bem como a análise de pesquisas efetuadas por consagrados financistas, que serviram de fundamentos teóricos na modelagem em finanças especificamente, no que trata do estudo de causalidade, análise de correlação, análise de co-integração e modelos de correção de erros nos mercados de capitais da América Latina.

Nesse contexto, a presente tese objetiva responder algumas indagações que expliquem o co-movimento via efeito contágio nos mercados de capitais dos países emergentes, na América Latina e entre estes com alguns países desenvolvidos, a saber:

Será que existe uma causalidade ou direção do movimento dos índices dos preços das bolsas de valores dos países emergentes com as de alguns países desenvolvidos?

Será que existem diferentes gradações de integração entre os mercados acionários dos países emergentes e entre estes com os países desenvolvidos?

Será que o efeito cruzado entre os índices de preços das bolsas de valores desses países pode ser identificado como efeito contágio, ao se estimar a matriz de correlação dessas variáveis financeiras?

Será que existe um efeito contágio nas bolsas de valores dos países emergentes quando da ocorrência das crises financeiras?

Será que os co-movimentos de longo prazo das séries dos índices dos preços das ações das bolsas de valores dos países da América Latina estão co-integradas com os Estados Unidos, Japão e Inglaterra?

Será que existe um equilíbrio de longo prazo entre os índices dos preços das bolsas de valores dos países da América Latina, os Estados Unidos, o Japão e a Inglaterra?

Será que existe a possibilidade de previsão no mercado acionário da América Latina, quando da ocorrência de crises financeiras?

Será que existe potencial de ganhos com a diversificação de investimentos no mercado acionário dos países da América Latina?

## 1.2 Justificativa

Num mundo globalizado tem havido interesse crescente sobre a interdependência do mercado de ações. Com a integração dos mercados de capitais, espera-se que o índice dos preços das bolsas de valores do mercado acionário mundial apresente uma interligação de longo prazo. (VALLE, 1998).

Com a globalização dos mercados, em particular do mercado acionário, o mundo tornou-se integrado, exigindo informações e cotações de preços dos ativos em tempo real, tornando a transmissão dos preços das ações entre investidores internacionais instantâneas, que se propagam entre os índices de preços das bolsas de valores do mundo.

Assim, um evento significativo, como o atentado terrorista das torres gêmeas nos Estados Unidos da América, assistido em tempo real, afeta simultaneamente as bolsas de valores do mundo inteiro.

A experiência internacional decorrente das crises financeiras experimentadas pelos países emergentes tem provocado efeitos significativos no comportamento dos mercados de capitais desses países. Recentemente, as crises financeiras ocorridas nos países emergentes como, por exemplo, México (1994), os Tigres Asiáticos (1997), Rússia (1998), Brasil (1999), e Argentina (2000) têm se propagado em virtude da integração progressiva dos mercados de capitais no mundo, que captam todos os movimentos dos índices dos preços das ações em diferentes proporções nos diversos países do globo.

A década de 90 foi marcada por crises financeiras significativas que alteraram a direção e o co-movimento dos índices dos preços das bolsas de valores dos países emergentes, registrando efeitos contágios que são transmitidos entre as demais bolsas dos países latino-americanos.

A tabela 03 expressa a participação do valor do mercado das companhias listadas em bolsa em relação ao PIB dos principais países da América Latina e dos países desenvolvidos, dentre eles destacam-se os Estados Unidos, o Japão e a Inglaterra, corroborando como tema de suma importância para pesquisa (FIBV apud CNBV, 2002, p.77).

Tabela 03 – Participação do Valor de Mercado das Companhias Listadas em Bolsa em Relação ao PIB								
PAÍS/BOLSA	1998	1999	2000	FEV/01	MAR/01	ABR/01	MAI/01	JUN/01
<b>G7</b>								
Alemanha (Frankfurt)	43%	55%	47%	76%	67%	72%	67%	64%
Canadá (Toronto)	85%	119%	111%	95%	87%	92%	94%	91%
NYSE (EUA)	151%	183%	160%	117%	112%	123%	126%	123%
Nasdaq (EUA)	21%	57%	38%	31%	28%	33%	33%	34%
Euronext (Bruxelas, Amsterdã, Paris)	76%	96%	88%	134%	121%	131%	122%	118%
Inglaterra (Londres)	187%	235%	199%	172%	160%	170%	166%	155%
Itália (Milão)	49%	62%	63%	78%	71%	74%	67%	63%
Japão (Tóquio)	44%	80%	56%	57%	54%	61%	61%	58%
<b>AMÉRICA LATINA</b>								
Argentina (Buenos Aires)	13%	17%	15%	15%	15%	14%	15%	15%
Brasil (São Paulo)	21%	43%	38%	50%	45%	46%	42%	42%
Chile (Santiago)	71%	102%	90%	86%	84%	86%	90%	86%
México (C. do México)	27%	44%	33%	24%	23%	24%	26%	27%
Peru (Lima)	16%	22%	17%	18%	18%	18%	18%	32%

**Fonte: FIBV**

O efeito contágio captado pelas bolsas latino-americanas através do co-movimento dos índices de preços dos seus ativos deve-se a integração acentuada dos mercados de capitais. Na maioria das vezes ocorrem transações de ações das mesmas empresas negociadas simultaneamente em bolsa de valores de países distintos, como na bolsa de valores dos Estados Unidos (Dow Jones) e a bolsa de valores de São Paulo (Bovespa), como, por exemplo, as ações da Petrobrás e das siderúrgicas do Grupo Gerdal.

Os co-movimentos acentuados dos índices dos preços das bolsas de valores dos países emergentes têm sido compreendidos e definidos pelo mercado de capitais como efeito contágio - choques adversos que se propagam aleatoriamente e afetam os índices dos preços dos ativos, em magnitude, diferenciados pelo mercado acionário desses países.

O mercado de ações, através dos índices dos preços dos seus ativos, tem se antecipado aos co-movimentos das variáveis macroeconômicas na identificação, magnitude e propagação do efeito contágio na economia dos países emergentes. Daí a importância de se estudar a causalidade, a volatilidade, a co-integração e o modelo de correção de erro na previsão do comportamento dos índices dos preços das bolsas de valores de alguns países selecionados, fornecendo informações ao investidor internacional como possibilidade de ganhos potenciais com a diversificação de investimentos no mercado acionário regional.

Freqüentemente, nos países onde se originou o efeito contágio, os fundamentos da teoria econômica não foram corretamente identificados, provocando efeito em cadeia nas economias assemelhadas. Como por exemplo, o elevado grau de co-movimento entre os índices dos preços das ações nos diferentes países na América Latina, foram captados e transmitidos aos mercados emergentes pelas crises das duas últimas décadas.

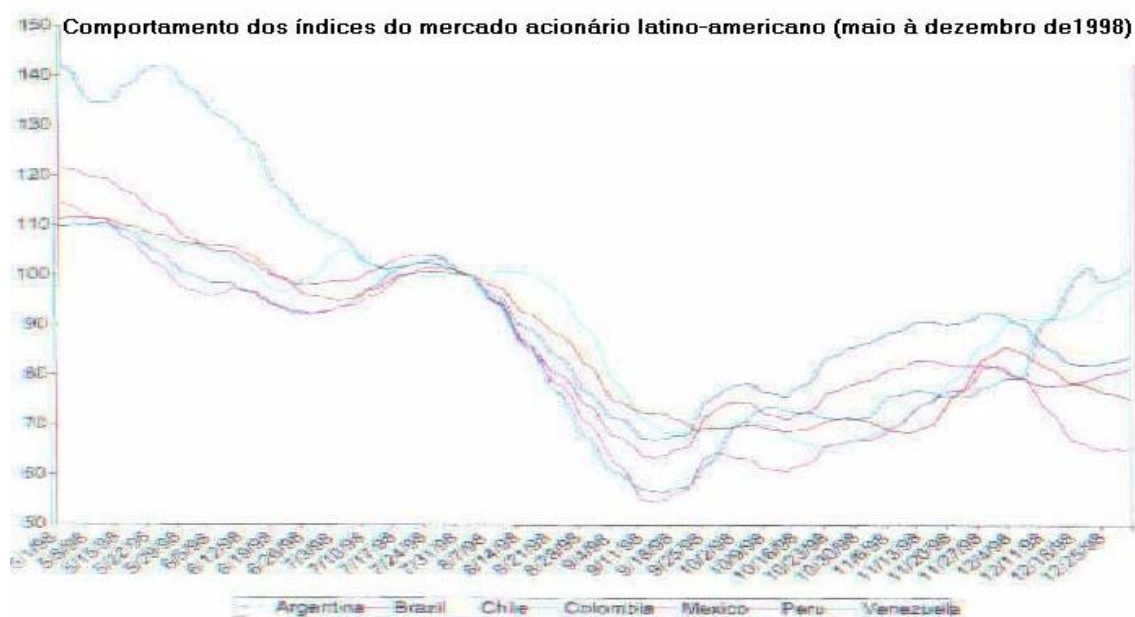
Assim, para se estimar co-movimentos de transmissão do efeito contágio entre os índices dos preços das ações das bolsas de valores da América Latina, é preciso estimar a magnitude da volatilidade, causalidade, correlação, co-integração e modelo de previsão que estime o comportamento dos índices dos preços das ações do mercado acionário latino-americano, fornecendo informações fundamentais ao investidor internacional para um potencial ganho de diversificação de investimento na região.

A figura 01 expressa o risco financeiro de alguns países selecionados (México, Hong Kong, Rússia e Brasil). A evolução do comportamento do índice do Eurobond (latino x spread / 1994-1999) representa os riscos financeiros dos respectivos países, que se reflete direta ou indiretamente nos índices dos preços das bolsas de valores desses países.



**Figura 01** – Risco Financeiro (alguns países) – VOLATILIDADE  
FONTE: Índice de Eurobond – (latino x spread 1994/1999 apud WP 7885, p.05).

A figura 02 registra o co-movimento dos índices dos preços das bolsas de valores dos países da América Latina (Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, México, Peru e Venezuela) no período de 01/06/1998 a 25/12/1998.



**Figura 02** – Comportamento dos índices do mercado acionário latino-americano (maio a dezembro/1998  
FONTE:(apud WP 7885, p.11).

Os pesquisadores Leal, Ratner e Kotabe (2001) relatam que esses mercados são de suma importância no cenário internacional ao apresentarem características estatísticas significativas dos quatro países da América Latina que comparadas com os Estados Unidos (país líder mundial) foram consideradas relevantes, em virtude do tamanho de mercados desses países, a saber: Brasil (R\$ 217 bilhões), Estados Unidos (US\$ 8.484 bilhões). Vale ressaltar que os Estados Unidos representam 8.479 empresas negociadas em bolsas, a Argentina possui 147, o Brasil possui 551, o Chile 283 e o México 193. A dimensão desse mercado também motivou o estudo da co-integração e do co-movimento dos índices dos preços desse mercado acionário.

A interdependência do mercado de capitais no mundo globalizado, notadamente os Estados Unidos, com o mercado de ações do Japão, tem sido objeto de extensivas pesquisas ao longo das duas últimas décadas, existindo, portanto, apenas alguns estudos para identificar as inter-relações dos mercados de ações da América Latina, o que justifica a pesquisa ao analisar a co-integração dentre os países latino americanos e entre os países desenvolvidos.

No contexto da América Latina, existe falta de trabalhos que sejam capazes de identificar adequadamente a interdependência nos seus mercados acionários, sobretudo, quando se registram eventos de natureza macroeconômica.

Com esse propósito, realiza-se um extensivo uso do método econométrico desenvolvido por Johansen de co-integração para testar as tendências estocásticas de uma relação de equilíbrio de longo prazo para o conjunto de índice de ações das bolsas desses países. Dentro desse raciocínio, aplicam-se o teste de Phillips-Perron, bem como o modelo de previsão com correção de erros elaborados por Johansen ajustados pelas variáveis *dummies* para captar o efeito da quebra de estrutura desses índices decorrentes das crises cambiais dos países (México (1994), Tigres Asiáticos (1997), Rússia (1998), Brasil (1999)), recentemente deflagradas.

A presente tese tem como objetivo principal captar o efeito contágio decorrente das crises financeiras registradas na última década, que afligem os países emergentes, em particular os da América Latina por terem economias vulneráveis às turbulências do mundo globalizado.

### **1.3 Objetivos da Tese**

#### **1.3.1 Geral**

- Investigar a interdependência dinâmica dos principais mercados acionários da América Latina, entre estes países e os países desenvolvidos (Os Estados Unidos, Japão e Inglaterra).

#### **1.3.2 Específico**

- Testar a estacionariedade das séries investigadas.
- Testar quebras de estruturas nas séries financeiras dos índices dos preços das bolsas de valores.
- Testar o grau de segmentação e integração dos mercados de capitais na América Latina, usando a análise de correlação, testes de causalidade de Granger, Dicky e Fuller e de Phillips-Perron para captar o efeito das crises financeiras.
- Utilizar a informação de co-integração para estimar as equações de previsões com o mecanismo de correção de erro no mercado acionário dos países da América Latina.
- Utilizar as informações de co-integração para previsão utilizando-se o modelo desenvolvido por Johansen ajustados com as variáveis *dummies*.

### **1.4 Organização do Trabalho**

Esta tese está estruturada em cinco capítulos, que são comentados sucintamente abaixo:

- Capítulo 1 – Este capítulo apresenta introdução sobre o tema da pesquisa, a justificativa, no qual se discutem alguns aspectos de natureza macroeconômicas e financeiras que influenciaram o comportamento das economias e das bolsas de valores de alguns países emergentes. Em seguida trata dos objetivos gerais e específicos, as limitações e organizações do trabalho.
- Capítulo 2 – Neste capítulo, são relatados e analisados alguns artigos clássicos que nortearam as pesquisas desenvolvidas no campo das finanças de alguns países,



destacando-se os estudos efetuados por Hawawini (1994), Wheatley (1988), Errunza, Losq e Padmanabhan (1992), Beckers, Connor e Curds (1996), Agmon e Lessard (1977), Harvey (1995), Erb e Harvey e Viskanta (1996), Ammer e Mei (1994), Solnik e Freitas (1988), Bailey e Stulz (1990), Eun e Shim (1989), Shapiro (1998), Solnik (1996), Gokcan (1998) e outros.

- Capítulo 3 – Neste capítulo, são apresentados os métodos econométricos a serem utilizados na pesquisa, destacando-se o modelo de causalidade de Granger, os testes de Dicky e Fuller ampliado e o modelo de co-integração de Johansen. Além da aplicação do teste de Phillips-Perron para identificar possíveis quebras de estrutura no comportamento dos índices dos preços das bolsas de valores.
- Capítulo 4 – Este capítulo apresenta a metodologia de coleta e tratamento dos dados a ser aplicada na pesquisa, objetivando mostrar as etapas a serem desenvolvidas na presente tese e para analisar o grau de segmentação e integração dos mercados de capitais da América Latina, os Estados Unidos, Inglaterra e Japão. No que se refere à causalidade e a co-integração dos índices dos preços das principais bolsas do mundo e da América Latina, destacando-se os estudos de causalidade de Granger, os testes de raízes unitárias de Dickey-Fuller e Phillips-Perron para identificar a quebra de estrutura das séries financeiras, objetivo da pesquisa. Também estima-se através dos testes de co-integração e de mecanismo de correção de erro desenvolvido por Johansen, buscando um modelo de previsão que estime os potenciais ganhos com a diversificação dos investimentos no mercado de capitais da América Latina.
- Capítulo 5 – Este capítulo apresenta os resultados obtidos através dos métodos econométricos referidos na presente tese, no qual se analisa a segmentação, integração e o comportamento dos índices dos preços das bolsas de valores dos mercados acionários dos países da América Latina (Brasil, Argentina, Chile, Colômbia e Venezuela), e dos países desenvolvidos.

## **CAPÍTULO 2 – REVISÃO DA LITERATURA**

---

### **2.1 Introdução**

Neste capítulo, elabora-se uma revisão da literatura a partir de artigos que são considerados importantes no que concernem aos assuntos de integração, segmentação e correlação dos mercados de capitais em nível mundial. Esses estudos empíricos utilizaram os métodos econométricos aplicados a séries temporais no campo de diversificação, correlação e co-integração dos ativos transacionados a nível global. Trata-se, portanto, de pesquisas científicas que servirão de apoio para aprofundamento da tese ora em discussão.

Muitos autores já vêm desenvolvendo estudos sobre integração dos mercados ou pesquisas que possuem alguma hipótese a esse respeito, por exemplo, Madura (1998), Erb, Harvey e Viskanta (1995), Erb, Harvey e Viskanta (1994), Harvey (1995), Leite e Sanvicente (1995), Wheatley (1988), Chen, Roll e Ross (1986), Errunza, Losq e Padmanabhan (1992), Beckers, Connor, e Curds (1996), Bekaert, Harvey e Lumsdaine (1998), entre outros. Muitos deles têm usado as técnicas de análise de correlações para provar evidências do grau de integração entre os mercados de capitais. De uma forma, ou de outra eles estão buscando testar a eficiência informacional do mercado internacional, que foi pioneiramente elaborada por Fama (1970), para o mercado norte-americano.

As principais metodologias são a de co-integração, das quais não poderiam deixar de ser mencionadas as desenvolvidas por Engle e Granger (1987) e Johansen e Juselius (1990), que desenvolveram um teste de co-integração e o modelo de correção de erro. Especificamente, Engle e Granger (1987) realizaram algumas aplicações de variáveis co-integradas como, por exemplo: o consumo real per capita e renda per capita dos Estados Unidos, as taxas de juros de curto e longo prazo, o PIB nominal e M2.

Na mesma linha de pesquisa, Johansen e Juselius (1990) desenvolveram estudos empíricos, através de modelos multivariados auto-regressivos, utilizando dados trimestrais da Dinamarca, para o período de 1974:1 até 1987:3, identificaram a co-integração entre oferta de moeda, renda real, retorno direto em reter moeda e custo de oportunidade de reter moeda.

Ainda, Johansen e Juselius (1992) propuseram investigar o efeito da transmissão internacional entre os países, ao determinar o nível de taxa de câmbio e taxa de juros, através da paridade do poder de compra da moeda no mercado de bens e de capitais.

A partir desses estudos, outros autores seguiram os métodos econométricos desenvolvidos pelos pesquisadores acima referidos (Engle e Granger, Johansen e Juselius). Enders (1995), objetivando ilustrar a metodologia de co-integração de Engle e Granger, verificou a paridade do poder de compra da moeda ao elaborar o teste de co-integração entre preços e taxas de juros para os países da Alemanha, Japão, Canadá, para o período pós-época *Bretton Woods*, analisando os subperíodos de 1960 a 1971 e o de 1973 a 1988.

O trabalho empírico desenvolvido por Aggarwal, Mohanty e Song (1995, p.111) fundamentou a aplicação do método econométrico de séries temporais na estimativa de co-integração das variáveis macroeconômicas, destacando-se: índices de preços ao consumidor (CPL), variações percentuais dos índices de preços ao produtor (PPI), estoques de moedas semanalmente (MI), renda e produto, percentagem da renda pessoal (PI), variações percentuais dos bens duráveis (DG), para um período de 1977 a 1993.

Seguindo a pesquisa de Dickey e Fuller (1981), os pesquisadores Aggarwal, Mohanty e Song (1995, p.111) procuraram diagnosticar se as séries temporais macroeconômicas são estacionárias e co-integradas no longo prazo. Essa foi uma aplicação pioneira dos testes de raízes unitárias que servirá de apoio como abordagem metodológica, para aplicação de identificação de estacionariedade dos dados dos índices das bolsas de valores no mercado acionário da América Latina, dos Estados Unidos, do Japão e da Inglaterra.

Ainda, ressaltam-se as pesquisas elaboradas por Enders e Hurn, (apud ENDERS, 1995, p.401) objetivando medir a generalização do poder de compra da moeda, para o período de janeiro de 1993 a dezembro de 1989, ao identificar a co-integração entre os preços ao atacado e a taxa de câmbio nos seguintes países: Austrália, Alemanha, Índia, Indonésia, Japão, Coréia, Filipinas, Singapura, Tailândia, Reino Unido e os Estados Unidos.

A seguir, apresenta-se as discussões detalhadas dos estudos considerados mais importantes como referencial teórico para o entendimento da presente dissertação, acerca dos temas de integração, segmentação, análise de correlação e de co-integração dos mercados de capitais no mundo realizados recentemente.

## **2.2 O Estudo de Agmon e Lessard (1977)**

Agmon e Lessard (1977) demonstraram que a presença de barreiras, do ponto de vista legal e de custo de transferência, influencia a formação de *portfolio* pelas empresas multinacionais ao tomar a decisão entre investir em um país em particular, os Estados Unidos, e na dificuldade em diversificar os investimentos internacionalmente.

Os pesquisadores reconhecem que as multinacionais proporcionam aos investidores oportunidades de investimentos nos países em escala mundial, beneficiando-se do efeito da diversificação internacional, mesmo com a presença de barreiras e custos de entradas e saídas de capitais nestes países.

Os estudos empíricos, elaborados por Agmon e Lessard (1977), estimaram uma correlação positiva entre lucros das companhias multinacionais e valores dos ativos em vários países, os parâmetros estimados foram significativos para formação de uma carteira diversificada internacionalmente.

Os autores procuraram verificar a existência do motivo da diversificação das multinacionais quando das suas expansões em outros países, naturalmente, fora dos Estados Unidos. Ressaltam os autores acima referidos, que as flutuações dos preços das ações se devem a incorporação de novas informações pelo mercado, em virtude das expectativas futuras dos fluxos de caixa das empresas multinacionais e a percepção dos investidores do retorno desses ativos no mercado de capitais, a nível global.

### 2.3 Estudos Empíricos Simulados por Dickey e Fuller (1981)

Ao ilustrar os seus testes, Dickey e Fuller (1981, p.970) estimaram uma equação empírica da produção industrial trimestral no período 1950-1 a 1977-4 com dados originários do *Federal Reserve*. Os autores assumiram que o modelo geral apresentou as séries temporais, que poderia ser representada por:  $y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 (y_{t-1} - y_{t-2}) + e_t$  onde  $e_t$  são identicamente independentes e normalmente distribuídos, sendo  $\varepsilon$  variável aleatória  $(0, \sigma^2)$ . As estimativas dos parâmetros pelo método dos mínimos quadrados ordinários foram linearizados e relatados a seguir:

$$\begin{aligned} \text{Geral: } \hat{y}_t - y_{t-1} &= 0,52 + 0,00120t - 0,119y_{t-1} + 0,498(y_{t-1} - y_{t-2}) \\ &\quad (0,15) \quad (0,00034) \quad (0,033) \quad (0,081) \quad \text{SQE}_1 = 0,056448 \end{aligned} \quad (1)$$

$$\begin{aligned} \text{Com Restrição: } \hat{y}_t - y_{t-1} &= 0,054 + 0,447(y_{t-1} - y_{t-2}) \\ &\quad (0,0025) \quad (0,085) \quad \text{SQE}_2 = 0,063211 \end{aligned} \quad (2)$$

$$\begin{aligned} \text{Com Restrições: } \hat{y}_t - y_{t-1} &= 0,511(y_{t-1} - y_{t-2}) \\ &\quad (0,079) \quad \text{SQE}_3 = 0,065966 \end{aligned} \quad (3)$$

Onde SQE é a soma dos quadrados dos resíduos e os termos entre parênteses são os erros padrões dos seus respectivos coeficientes das equações. Sendo que SQE<sub>1</sub> é a soma dos quadrados dos resíduos dos modelos restritivos e não restritivos, ou mais claramente:

- 1) SQE<sub>1</sub> = soma dos quadrados dos resíduos do modelo completo sem restrições, especificamente, tem-se SQE<sub>1</sub> = 0,056448;
- 2) SQE<sub>2</sub> = soma dos quadrados dos resíduos do modelo com restrições, isto é, sem o coeficiente de tendência ( $\alpha_2 t$ ), especificamente, tem-se SQE<sub>2</sub> = 0,063211;
- 3) SQE<sub>3</sub> = soma dos quadrados dos resíduos do modelo mais restritivo, sem intercepto e tendência, especificamente, tem-se SQE<sub>3</sub> = 0,065966.

Para o estudo de  $n = 110$  observações e estatística de  $k = 4$  parâmetros, temos:  $GL = n - k = 110 - 4 = 106$  graus de liberdade.

$$\phi_2 = \frac{SQE_3 - SQE_1 / r}{SQE_1 / T - K} = \frac{(0,065966 - 0,056448) / 3}{0,056448 / 106} = \frac{0,004518 / 3}{0,000533} = 5,95 \quad (4)$$

Com 110 observações, o valor crítico calculado de  $\phi_2$  por Dickey e Fuller é de 5,95 em nível de significância de 2,5%. Assim, é possível rejeitar a hipótese de caminho aleatório contra o modelo alternativo com os dados que contém um intercepto e/ou raiz unitária e/ou série temporal determinística. Rejeitar  $\alpha_0 = \alpha_2 = \alpha_1 = 0$  significa que um ou mais parâmetros são diferentes de zero. Em outras palavras, o DF e o ADF praticado deve ser construído pela equação geral (36) em vez da equação (38) sem constante e sem tendência.

Dickey e Fuller também testaram a hipótese nula de  $\alpha_2 = y = 0$  contra a alternativa do modelo completo.

$$\phi_3 = \frac{(SQE_2 - SQE_1) / r}{SQE_1 / T - K} = \frac{(0,063211 - 0,056448 / 2)}{0,056448 / (110 - 4)} = \frac{0,0033815}{0,056448 / 106} = \frac{0,0033815}{0,000533} = 6,34 \quad (5)$$

Com 110 observações, o valor crítico de  $\phi_3$  é 6,49 em nível de 5% de significância e 5,47 a 10% de nível de significância. Assim, a 10% de significância, rejeita-se a hipótese de nulidade. Ou seja, mais uma vez em vez de construir a estatística DF e ADF pela equação (37), deve-se usar a equação geral (36).

Para comparar o teste  $r_t$ , somente para a hipótese  $\alpha_1 = 0$ , temos:  $r_t = -0,119 / 0,033 = -3,61$ , no qual rejeita-se a hipótese nula de uma raiz unitária em nível de 5% ainda de significância.

Também, ilustra-se com uma aplicação elaborada pelos pesquisadores Aggarwal, Mohanty e Song (1995, p.111) procuraram diagnosticar o comportamento e se as séries temporais são estacionárias e co-integradas no longo prazo, ao analisar o comportamento das variáveis, para um período de 1977 a 1993, abaixo descritas:

- I. as variações percentuais dos índices de preços ao consumidor (CPL);
- II. as variações percentuais dos índices de preços ao produtor (PPI);
- III. os estoques de moedas semanalmente (MI);

- IV. a renda e produto, percentagem da renda pessoal (PI);
- V. as variações percentuais dos bens duráveis (DG);
- VI. as variações percentuais do índice de produção industrial (IP);
- VII. as variações percentuais das vendas ao atacado (RS);
- VIII. as variações percentuais dos indicadores líderes (indústria - LI);
- IX. os gastos residenciais em milhões (HS); e
- X. as transações de mercadorias e serviços (TB) e taxa de desemprego (UM).

Os resultados empíricos foram estimados por equações do tipo:

$$y_t - y_{t-1} = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 \Delta y_{t-1} + \beta_3 \Delta y_{t-2} + \dots + \beta_n \Delta y_{t-n} + \xi_t, \quad (6)$$

Através do método dos mínimos quadrados ordinários e testados pelas estatísticas de Dickey e Fuller, provando a estacionariedade das variáveis macroeconômicas, os coeficientes estimados pelos valores defasados das variáveis analisadas e suas padronizações estão apresentadas no artigo original, considerando o teste de Dickey e Fuller e Dickey e Fuller Aumentado, no nível de 5% e 1% do valor crítico que são -2,89 e -3,51, respectivamente.

Com exceção das três variáveis, HS, TB e UM, a hipótese de raiz unitária pode ser rejeitada no nível de 5% para as previsões das variáveis macroeconômicas. Esses testes estatísticos de Dickey e Fuller e (Dickey e Fuller aumentado) corroboram que essas variáveis macroeconômicas são estacionárias nas primeiras diferenças e que são co-integradas de longo prazo, existindo, portanto, uma combinação linear entre elas.

## **2.4 Estudo Empírico Elaborado por Engle e Granger para Identificar Co-Integração entre Algumas Variáveis Macroeconômicas Seleccionadas (1987)**

Engle e Granger (1987, p.251-276) testaram a co-integração e o modelo de correção de erro, para cada elemento do vetor de séries temporais, tomando como base o consumo real per capita e renda per capita dos Estados Unidos, a co-integração entre as taxas de juros de curto e longo prazo e a co-integração da teoria quantitativa da moeda as quais estão apresentadas a seguir.

Ao testar a hipótese de co-integração entre o consumo real per capita trimestral dos bens não duráveis e a renda per capita dos Estados Unidos, para o período de 1947-I a 1981-II, a regressão de co-integração de consumo (c) e renda (y), Engle e Granger tiveram uma estimativa do beta de y igual a 0,23, (com o teste estatístico t de 123 e o  $R^2$  de 0,99). A estatística de Durbin-Watson foi de 0,465 indicada pela tabela de valores críticos simulado por Dickey-Fuller em rejeitar a nulidade de não co-integração, ou aceitar a co-integração no nível de 5% de significância.

Engle e Granger (1987, p.271) estimaram novas regressões dos resíduos ao diferenciá-lo em quatro defasagens, com teste estatístico t de 3,1, passando no grau de confiabilidade no nível de 5% de significância do teste de Dickey e Fuller aumentado.

No outro exemplo elaborado por Engle e Granger, testava-se a co-integração entre as taxas de juros de curto e de longo prazo, usando os rendimentos dos títulos do governo com maturidade de 20 anos, e de títulos governamentais com vencimento para um mês. O teste de co-integração foi elaborado através dos dados de fevereiro de 1952 a dezembro de 1982, tendo a taxa de juros de longo prazo como dependente. A regressão de co-integração encontrada foi:

$$R_t = 1,93 + 0,785 + ER_t$$

$$DW = 0,126$$

$$R^2 = 0,866$$

Com o teste t de 46 e o teste DW não foi significativamente diferente de zero, levando os autores a elaborar novos testes usando a metodologia do ADF para quatro defasagens e estimaram uma nova equação, a seguir.

$$\Delta ER_t = -0,06ER_{t-1} + 0,25\Delta ER_{t-1} - 0,24\Delta ER_{t-2} + 0,24\Delta ER_{t-3} + 0,09\Delta ER_{t-4} \quad (7)$$

(-3,27)      (4,55)      (-4,15)      (-4,15)      (-1,48)

Ao se adicionar 12 defasagens ao invés de 4 estimadas, o teste estatístico t elevou-se para 3,49, excedendo em 5% aos valores críticos simulados por Dickey e Fuller, o que levou os autores a concluir que as taxas de juros de curto e de longo prazo no Estados Unidos, para o período pesquisado, são co-integradas.



Finalmente, Engle e Granger (1987, p. 274) elaboraram o teste de co-integração aplicado na teoria quantitativa da moeda, convencionalmente conhecida como  $MV = PY$ , as implicações empíricas de que a volatilidade da moeda é constante ou no mínimo estacionária, de maneira que o Produto Nacional Bruto (PY), e a moeda nominal (M), são co-integradas.

Os testes de hipótese foram elaborados para identificar quatro estimativas da moeda  $M_1$ ,  $M_2$ ,  $M_3$ , e L, que se denominaram de ativos líquidos totais, sendo linearizada através da aplicação de logaritmos, evitando o fenômeno de heteroscedasticidade. Na amostra que compreende o período de 1959-1 até 1981-2 (dados trimestrais), os autores obtiveram os testes de ADF para as variáveis acima pesquisadas, que são:

$M_1$	1,81	1,90
$M_2$	3,23	3,13
$M_3$	2,65	2,55
L	2,15	2,13

Concluíram os autores, que somente o teste  $M_2$  é significativo e que as outras variáveis não apresentaram confiabilidade, mesmo no nível de 10% de significância, desse modo, corroboraram os autores que existe uma relação estável entre a moeda  $M_2$  e Produto Nacional Bruto. Mas, os outros agregados monetários ( $M_1$ ,  $M_3$ , e L) e o Produto Nacional Bruto não são co-integrados, rejeitando-se, portanto, a estacionariedade da velocidade da moeda.

Enders (1995, p.381), objetivando ilustrar a metodologia de co-integração de Engle e Granger e usando os dados estatísticos, calculou a paridade do poder de compra da moeda ao elaborar o teste de co-integração entre preços e taxas de juros para os países da Alemanha, Japão, Canadá, para o período de 1960 a 1971, e para o período pós-época *Bretton Woods* que compreende o subperíodo de 1973 a 1988.

Enders (op. cit.) concluiu que os preços dos países domésticos e estrangeiros movimentam-se proporcionalmente e o resultado está consistente com a idéia de que os Estados Unidos, por ser um país de maior magnitude em relação ao Japão, tem os seus preços independentemente dos acontecimentos no Japão, e, que por outro lado, as variações das taxas de câmbio japonesas são ajustadas de acordo com os eventos ocorridos nos Estados Unidos.

As pesquisas elaboradas por Engle e Granger acima discutidas no campo da teoria econômica serão usadas como abordagem referencial para estimar a co-integração dos índices dos preços das bolsas de valores dos países objeto da presente tese.

## **2.5 O Estudo de Wheatley (1988)**

Wheatley (1988) objetiva determinar a integração e a segmentação do mercado de capitais, utilizando uma abordagem aproximada do modelo CAPM. Esse autor considera que existe um custo de capital a ser levantado de cada país e que a diversificação internacional do *portfolio* dependerá das barreiras que esses investimentos se defrontarão nestes países. O modelo proposto pelo autor é testar a integração do mercado internacional, usando a versão consumo como uma abordagem do modelo CAPM (Sharpe, 1964).

Wheatley (1988) realizou o teste de integração internacional dos mercados, utilizando-se de dados mensais do período de janeiro de 1960 a dezembro de 1985, tomando como base as séries históricas dos retornos dos ativos, taxa de juros a vista e futura, consumo real dos Estados Unidos, todos deflacionados.

Os testes usados pelo autor referem-se ao retorno mensal para os títulos do governo com carência de um mês, um *portfolio* de títulos do governo dos Estados Unidos, um *portfolio* de títulos das empresas dos Estados Unidos, vinte *portfolios* de ativos dos Estados Unidos, incluindo um *portfolio* de recibos de depósitos americanos e índices das bolsas de dezessete países.

A pesquisa foi realizada utilizando-se os índices dos mercados acionários fornecidos pela *Capital International Finance*, que representam os índices das bolsas de valores dos

seguintes países: Austrália, Áustria, Bélgica, Canadá, Dinamarca, França, Alemanha, Hong Kong, Itália, Japão, Nova Zelândia, Noruega, Singapura, Espanha, Suécia, Suíça, e Reino Unido.

Os resultados obtidos pelo autor, ao aplicar o modelo CAPM, consumo que relaciona os retornos dos índices das bolsas e as taxas de crescimento do consumo, os quais foram consistentes por estimar betas positivos e significativos para cada país.

Ao analisar o primeiro subperíodo, verifica-se que o risco sistemático (beta) do *portfolio* italiano pode ser rejeitado no nível de 10% de significância, assim como, rejeita-se a hipótese do beta do *portfolio* de Hong Kong, para o mesmo nível de significância.

O autor concluiu que os riscos sistemáticos (betas) dos *portfolios* de outros países não são significativamente diferentes, ao se comparar com o risco sistemático (beta) da linha de mercado dos Estados Unidos. Desse modo, o autor constatou que os mercados de capitais daqueles países são internacionalmente segmentados, dependendo, portanto, do custo de capital de projetos empresariais, dos recursos levantados de cada país e do grau de barreiras existentes entre eles.

## **2.6 O Estudo de Solnik e Freitas (1988)**

Solnik e Freitas (1988) elaboraram estudos empíricos que demonstram a importância de alguns fatores macroeconômicos que influenciam os retornos das ações de diversos países.

Os pesquisadores, objetivando investigar a importância relativa dos fatores domésticos e internacionais, estimaram regressões capazes de captar o efeito desses fatores macroeconômicos na determinação dos retornos dos ativos em diferentes países.

Dentre os fatores que são explícitos na pesquisa, foram considerados: os índices de retorno dos mercados de ações, o índice industrial internacional, a taxa de câmbio e o índice de preços de ações do mercado mundial. O estudo partiu de uma amostra de duzentos e sessenta e nove empresas em dezesseis países, cobrindo o período de dezembro de 1971 a dezembro de 1984.

A pesquisa utilizou os preços das ações que foram ajustados, incorporando-se as políticas de dividendos e bonificações, referentes aos dezesseis índices de preços de mercado acionário dos diferentes países.

As estimativas dos parâmetros estatísticos na pesquisa foram utilizadas as publicações de *Morgan Stanley Capital International Perspective*, e as fornecidas pelo Fundo Monetário Internacional – FMI, no que concerne ao índice mundial e as taxas de câmbios, respectivamente.

Os resultados das regressões estimadas indicaram que os índices dos mercados nacionais têm maior influência do que os índices internacionais, medidos pelo risco sistemático, que estão próximos de um (1), e coeficiente de determinação de 42%, para os índices domésticos, e para o índice internacional o beta médio situa-se em 0,84 e o coeficiente de determinação ( $R^2$ ) próximo de 18%.

Esses resultados não significam que os fatores internacionais não têm influência sobre os índices de mercado doméstico. Eles atuaram diferentemente em cada país, em função do grau de abertura e de integração desse país com a comunidade financeira internacional.

Os autores visando captar a influência da valorização e desvalorização da taxa de câmbio sobre o retorno das ações, estimaram uma regressão simples que se relaciona o retorno das ações em função das taxas de câmbio.

Os resultados obtidos indicam que existe uma reação positiva entre o retorno de mercado das ações em relação à valorização das moedas dos países como: Canadá, Estados Unidos, Japão e Áustria. Enquanto que, em alguns países registram reações negativas do retorno das ações quando das suas valorizações monetárias, a saber: Hong Kong, Reino Unido e Singapura.

Os efeitos diferenciados da valorização da taxa de câmbio em diversos países se explicam pela estrutura de importação e exportação, as elasticidades-preço dos produtos exportáveis, e grau de endividamento em que se encontram esses países, afetando, portanto, a volatilidade dos seus mercados de capitais.

Ainda, os autores elaboraram uma regressão múltipla no sentido de testar todos os efeitos, objetivando estimar os retornos das ações em função dos fatores domésticos e internacionais, simultaneamente. Os resultados obtidos demonstraram a dominância dos fatores nacionais sobre os fatores internacionais, corroborando que esses países podem ser classificados como mercados emergentes.

## **2.7 Estudo Empírico Elaborado por Pierre Perron para Detectar o Fenômeno de Raízes Unitárias (1989)**

Perron (1989) objetiva demonstrar o estudo do comportamento das séries temporais macroeconômicas, que são caracterizadas pela presença pontual de raízes unitárias e que suas flutuações são transitórias, identificando somente (2) dois eventos com efeitos permanentes sob as variáveis pesquisadas; ou seja, a grande depressão de 1929 e o choque do preço do petróleo em 1973.

O autor investigou que a maioria das variáveis macroeconômicas tem tendências estacionárias, identificando na regressão ajustada uma simples mudança no intercepto, após a crise de 1929 e uma pequena variação na declividade na mesma função após 1973.

Perron (1989, p. 1365), visando analisar as características dos preços das ações ordinárias e dos salários nominais trimestrais, para o período (1871-1970), identificou uma queda de estrutura em 1929 e 1930.

A equação foi estimada pelos métodos de mínimos quadrados ordinários, considerando uma constante, uma tendência e uma variável *dummy*, assumindo os valores de 0 antes de 1929 e 1 após esse período. Os resultados obtidos pelos métodos de regressão (OLS) do modelo do próprio Dickey-Fuller são:

$$y_t = \bar{\mu} + \tilde{\beta}_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \tilde{\epsilon} \Delta y_{t-i} + \tilde{\epsilon}_t \quad (8)$$

Inicialmente, Perron estimou o período que compreende antes de 1929 até 1973. Em seguida, estimou pela mesma equação dividindo em dois subperíodos, antes de 1929 e após a queda da Bolsa de Valores de Nova York. Os resultados foram significativos apenas para quebra da estrutura em 1929 com o *crash* e após o choque do petróleo em 1973.

Concluiu-se que, estatisticamente, somente as variáveis econômicas fundamentais, que traduzem as mudanças radicais na estrutura da economia, são capazes de alterar a magnitude dos coeficientes das funções de tendências de longo prazo.

## **2.8 O Estudo de Eun e Shim (1989)**

Eun e Shim (1989) investigaram o mecanismo de transmissão internacional dos movimentos dos mercados de ações, através de um modelo de vetorial auto-regressivo (VAR).

O modelo VAR focalizou os principais canais de integrações entre os índices das bolsas de cada país doméstico e analisou o processo dinâmico da resposta de um mercado às inovações de outros.

A pesquisa procurou examinar os movimentos dos mercados internacionais diários, através da análise do grau de interdependência entre os índices das bolsas de diferentes países, concentrando-se nas seguintes questões básicas, a saber:

- i) “como os movimentos dos mercados de capitais podem ser explicados por inovações de outros mercados?”.
- ii) como o mercado de ações dos Estados Unidos pode influenciar outros mercados?
- iii) “Que velocidade os movimentos dos preços de um mercado são transmitidos a outros mercados?”.

Os pesquisadores, objetivando responder as questões acima citadas, estimaram um sistema de vetores auto-regressivos (VAR), usaram retornos diários dos índices do mercado de ações, para o período de janeiro de 1980 a dezembro de 1985, que corresponde a 1.560 observações, fornecidas pela *Morgan Stanley Capital International Perspective*.

Na pesquisa foram incluídos nove países que são: Austrália, Canadá, França, Alemanha, Hong Kong, Japão, Suíça, Reino Unido e os Estados Unidos. Como as bolsas de valores desses países operam em horários diferentes, existe um efeito de transmissão das informações entre eles, por exemplo, as bolsas de valores da Ásia Pacífica, bem como as européias: Paris e Frankfurt fecham os seus pregões quando a bolsa de valores de Nova York o abre.

Os autores, buscando estimar o efeito transmissão das informações sobre os preços dos ativos em diferentes horários de pregões nas bolsas do mundo relatam, que a bolsa de valores de Londres opera de 4:30 am a 10:30 am, pelo horário de Nova York, fechando uma hora depois que a bolsa de valores de Nova York abriu o seu pregão. Quando da abertura da bolsa européia, todas as bolsas da Ásia do Pacífico estão fechadas. Assim, os preços dos ativos nos pregões, em diferentes horários, contêm informações que interferem na formação dos preços dos ativos das respectivas bolsas de valores.

A bolsa de valores de Toronto opera paralelamente ao horário da bolsa de Nova York. Os resultados obtidos pela pesquisa registraram um grau de correlação entre as informações produzidas, como retorno anormal de um mercado em determinado país, que é incorporado aos preços das ações para outros mercados, principalmente, quando os mercados são regionais e integrados como Estados Unidos/Canadá e Alemanha/Suíça, e inversamente, quando não são integrados, como por exemplo, Canadá/Japão e França/Hong Kong.

A matriz de correlação elaborada pelos autores considera um VAR com 15 defasagens, ou seja, para um período de 15 dias, evidência que o padrão de correlação pode refletir o grau de integração econômica entre os países, assim, quanto mais integradas forem suas economias, mais intensamente é o movimento de mercado de capitais de um país que seria correlacionado com outro.

Na pesquisa, constatou-se que o mercado americano influencia outros mercados e que o mercado dos Estados Unidos é influenciado pelo mercado japonês, dado o grau de integração desses dois mercados em nível mundial.

Segundo os dados da pesquisa, a economia sueca e suíça representam os mercados mais integrados. As inovações no mercado sueco repercutem em outros mercados ao mesmo tempo, sendo que a economia suíça está mais integrada com a economia mundial. A interdependência entre os mercados da Austrália, Canadá, Hong Kong, e a comunidade britânica são mais acentuadas, indicando que as inovações em um desses mercados são transmitidas em outros mercados globalizados.

## **2.9 O Estudo de Bailey e Stulz (1990)**

Bailey e Stulz (1990) enfocam a diversificação internacional, enfatizando que os investidores norte-americanos mantêm seus investimentos estrangeiros, visando à redução da variância do seu *portfolio* nacional sem reduzir o retorno esperado. Uma outra pesquisa no mercado das bacias do pacífico tem procurado investigar os benefícios da diversificação no mercado internacional.

As características da diversificação dos mercados da bacia do pacífico podem ser enumeradas pelas seguintes razões: a) esses grupos têm uma taxa de lucro que excede o mercado europeu; b) os retornos dos seus ativos se aproximam dos *portfolios* americanos; c) a diversificação no mercado desses países tem contribuído no melhor desempenho do *portfolio* como um todo.

Em primeiro lugar, os benefícios das diversificações internacionais são ligeiramente inferiores na bacia do pacífico quando se comparam os retornos dos ativos negociados nos Estados Unidos. O segundo ponto enumerado pelos autores concentra-se na afirmativa de que os retornos das ações da bacia do pacífico não seguem um caminho aleatório, ou seja, não têm média zero e variância constante ao longo do tempo. O que vem a favorecer a diversificação internacional para um período mais longo.

Os autores trabalharam com os diferentes índices dos respectivos países, considerando o período que cobre janeiro de 1977 a dezembro de 1985. Dentre esses índices, pode-se enumerar os que serviram de base para se calcular a correlação entre esses países, que foram considerados parâmetros principais para a seleção e formação de *portfolio* em nível global. Dentre eles: índice de preços de todas ações ordinárias da Austrália, índice de



preços de Hong Kong, índice Nikkei do Japão, que representa 225 ações da bolsa de Tóquio, índice comercial e industrial da Malásia, índice das Filipinas – Manilhas, índice de todas as ações de Singapura, índice composto da Coreia do Sul, índice ponderado de Taiwan e o índice da Tailândia – Bangkok.

O volume desse mercado, em 1975, excedia a trilhões de dólares americanos assim distribuídos: os Estados Unidos representam oitenta milhões de dólares, o mercado das bacias do pacífico situa-se na faixa de cinquenta milhões de dólares, excluindo a Austrália.

Esses mercados registram baixas restrições e barreiras em investimentos internacionais, como por exemplo: o mercado de Hong Kong é aberto aos investidores estrangeiros, o mercado da Austrália, Japão, Malásia e Singapura são tão abertos como o mercado de Hong Kong. Por outro lado, os mercados das Filipinas e Tailândia têm fortes restrições aos investidores estrangeiros, induzindo a elevados riscos e baixos retornos.

Os autores, ao analisar os desempenhos medidos pelo retorno médio e o risco desses países pesquisados, concluíram que o índice das Filipinas é o que apresenta menor desempenho com menos de 27,40% de retorno médio anual e elevado risco acima de 25%, estimado pelo desvio padrão.

Ainda, os mercados emergentes como Hong Kong, Singapura e Tailândia apresentam retornos médios significativos, mas com elevado grau de risco, sendo que o Japão com grande importância em termos de economia mundial apresenta um retorno médio significativo de 13,30% ao ano e um risco estável, o que facilita ao investidor a formação de *portfolio*, quando da seleção desses países da bacia do pacífico.

Os autores, objetivando ter uma performance global do retorno das ações do mercado de capitais da bacia do pacífico, comparando com o índice de retorno de S&P 500, estimaram as correlações entre esses países em nível diário, semanal e mensal, e analisaram o grau de risco entre esses diferentes países ao longo do período de janeiro de 1977 a dezembro de 1985.

Os parâmetros estatísticos estimados na pesquisa considerando os retornos mensais e semanais foram bastante correlacionados com os retornos dos ativos dos Estados Unidos, Austrália, Hong Kong e Japão, reforçando a idéia de diversificação de risco internacional, quando comparando os *portfolios* dos blocos dos países da bacia do pacífico, com o *portfolio* formado com os Estados Unidos.

## **2.10 O Estudo de Errunza, Losq e Padmanabhan (1992)**

Errunza; Losq; Padmanabhan (1992) investigaram a estrutura de mercado de capitais mundial, testando a hipótese de integração, segmentação média ou segmentação parcial para o grupo de mercados emergentes. A metodologia utilizada para testar esses diferentes tipos de segmentação no mercado mundial baseia-se no modelo teórico elaborado pelos autores utilizando o procedimento da máxima verossimilhança. Citam os autores que (SOLNIK, 1974 apud ERRUNZA; LOSQ; PADMANABHAN, 1992), utilizando-se do modelo APT internacional com base para dados europeus, testou a hipótese de integração-segmentação para um grupo de países.

Os autores Errunza; Losq; Padmanabhan (1992) estimaram os parâmetros pelo modelo APT utilizando os preços dos ativos das bolsas de valores dos países emergentes e das bolsas de valores dos países desenvolvidos NYSE (*New York Security Exchange* - Bolsa de Valores de Nova York) e AMEX (*American Stock Exchange* – Bolsa de Valores Americana), para um período que cobre janeiro de 1976 a dezembro de 1987, construindo 36 *portfolio* em diferentes tamanhos, compostos de 833 ativos negociados nas bolsas de valores daqueles países.

A tabela 04 apresenta a seleção da amostra dos ativos originados dos diferentes países no mundo.

**Tabela 04** - Seleção de amostra dos ativos originados dos diferentes países no mundo

<b>Países</b>	<b>Total dos ativos disponíveis nos mercados emergentes e Banco Mundial</b>	<b>Total dos números dos ativos incluídos na amostra</b>	<b>Período da pesquisa</b>	<b>Total do número de observações por ativo</b>
Argentina	30	17	01-1976 a 12-1987	144
Brasil	71	8	07-1976 a 12-1987	138
Chile	35	13	01-1976 a 12-1987	144
Grécia	26	8	01-1976 a 12-1987	144
Índia	65	15	01-1976 a 12-1987	144
Coréia	77	12	09-1976 a 12-1987	136
México	63	14	09-1976 a 12-1987	136
Zimbábue	14	7	11-1976 a 12-1987	134
Estados Unidos <sup>a</sup>	833	-	01-1976 a 12-1987	144

**Fonte:** Os dados dos mercados acionários dos países emergentes foram originados da International Finance Corporation do Banco Mundial.

Os resultados obtidos nas pesquisas após a análise das tabelas indicam:

- i) que o Brasil, Chile, Grécia, Coréia e México têm uma estrutura consistente classificadas como segmentação parcial no mercado de capitais mundial;
- ii) que a Argentina e o Zimbábue se enquadram na segmentação completa;
- iii) que a Índia não teve classificação definida, ou seja, rejeita-se a hipótese de completa integração e de segmentação de mercado;
- iv) que os Estados Unidos e o Canadá se enquadram na categoria de mercado integrado de capitais no mundo. (ERRUNZA; LOSQ; PADMANABHAN, 1992, p.963-967).

Ressaltam os autores que Solnik, em 1983, utilizou a metodologia do APT, versão internacional, desenvolvida por Ross em 1973. Outros autores como Berges e Lobera, (apud ERRUNZA; LOSQ; PADMANABHAN, 1992), efetuaram testes para os Estados Unidos, Inglaterra, Canadá e Espanha, rejeitando a hipótese de co-integração com pares ordenados, com exceção dos Estados Unidos e Canadá. Esses estudos empíricos investigaram a estrutura de mercados de capitais mundial que chegaram a resultados inconclusivos e muitas vezes conflitantes.

**Tabela 05** - Teste para identificar a segmentação e integração para uma amostra de países emergentes

Países em pares	Pares de portfolios	$H_0 : \theta_{E1} \geq 0$	$H_0 : \theta_{I1} \geq 0$	$H_0 : \theta_{E2} = 0$	$H_0 : \theta_{I2} = 0$	Todas as hipóteses consideradas				
		$H_1 : \theta_{E1} < 0$	$H_1 : \theta_{I1} < 0$	$H_1 : \theta_{E2} \neq 0$	$H_1 : \theta_{I2} \neq 0$					
		<i>t</i>	R/CR	<i>t</i>	R/CR	<i>T</i>	R/CR	<i>t</i>	R/CR	R/CR
Argentina-US	$\delta_{e1}-\delta_{e2}$	2.61	CR	7.51	CR	1.35	CR	1.85	CR	CR
Brasil-US	$\delta_{e2}-\delta_{e1}$	2.51	CR	5.84	CR	-0.73	CR	1.63	CR	CR
Chile-US	$\delta_{e1}-\delta_{e2}$	1.30	CR	0.72	CR	0.95	CR	-0.61	CR	CR
Grécia-US	$\delta_{e2}-\delta_{e1}$	1.34	CR	-0.15	CR	-0.59	CR	0.51	CR	CR
Índia-US	$\delta_{e1}-\delta_{e2}$	1.69	CR	2.67	CR	-1.06	CR	2.80	R	R
Coreia-US	$\delta_{e2}-\delta_{e1}$	2.35	CR	2.92	CR	-0.58	CR	2.97	R	R
México-US	$\delta_{e1}-\delta_{e2}$	2.13	CR	-2.37	R	-0.25	CR	-1.29	CR	R
Zimbábue-US	$\delta_{e2}-\delta_{e1}$	2.35	CR	-1.63	CR	-1.10	CR	-1.87	CR	CR
Argentina-US	$\delta_{e1}-\delta_{e2}$	2.16	CR	1.17	CR	1.88	CR	-1.90	CR	CR
Brasil-US	$\delta_{e2}-\delta_{e1}$	2.15	CR	1.32	CR	-0.90	CR	-1.96	R	R
Chile-US	$\delta_{e1}-\delta_{e2}$	0.31	CR	4.33	CR	-2.00	R	1.75	CR	R
Grécia-US	$\delta_{e2}-\delta_{e1}$	1.89	CR	6.22	CR	-1.33	CR	0.64	CR	CR
Índia-US	$\delta_{e1}-\delta_{e2}$	0.90	CR	4.47	CR	0.48	CR	-2.08	R	R
Coreia-US	$\delta_{e2}-\delta_{e1}$	1.88	CR	4.14	CR	-0.81	CR	0.24	CR	CR
México-US	$\delta_{e1}-\delta_{e2}$	1.12	CR	2.25	CR	-1.22	CR	0.40	CR	CR
Zimbábue-US	$\delta_{e2}-\delta_{e1}$	1.09	CR	2.36	CR	-0.64	CR	1.50	CR	CR

A coluna identificada como “R/CR” referem aos testes de hipóteses nulas que podem ser rejeitados (R) ou que não podem ser rejeitados (CR) ao nível de  $\bullet 0.05$

**Fonte:** Os dados dos mercados acionários dos países emergentes foram originados da International Finance Corporation do Banco Mundial.

## 2.11 Estudo Empírico Realizado por Johansen e Juselius: Testando a Hipótese da Análise de Co-Integração Multivariada da Paridade de Poder de Compra para o Reino Unido (1992)

Os autores Johansen e Juselius (1992) propuseram investigar o efeito da transmissão internacional entre os países através da determinação da taxa de câmbio, taxa de juros, objetivando estimar a paridade do poder de compra da moeda no mercado de bens e de capitais.

A importância desse estudo deve-se a inter-relação entre as variáveis macroeconômicas e seus efeitos simultâneos de curto e longo prazo no comportamento da economia inglesa.

A metodologia utilizada pelos autores foi elaborar um modelo econométrico baseado na análise de co-integração das variáveis econômicas, que através desse trabalho empírico possa classificar como variáveis estacionárias e não estacionárias, interpretando os seus efeitos de curto e de longo prazo.

Os autores, em primeiro lugar, analisaram os dados de um sistema de equações, o qual permitiu identificar a determinação das inter-relações do nível de preços, taxa de juros e taxa de câmbio. Em segundo lugar, adotaram o modelo, visando especificar as diferenças dinâmicas de curto e de longo prazo nas chamadas séries temporais não estacionárias. Conseqüentemente, eles supuseram que as taxas de câmbio são afetadas pela flutuação de curto prazo que se projetam na alta volatilidade do mercado dos ativos e que tem seus efeitos de longo prazo inter-relacionados no mercado de bens.

Os autores, para estimar o modelo multivariado de co-integração, trabalharam com as variáveis trimestrais que são:

$p_1$  = índice de preços ao atacado no Reino Unido;

$p_2$  = índice de preços ponderado externo no mercado de varejo;

$e_{12}$  = taxa efetiva de câmbio no Reino Unido;

$i_1$  = taxa de juros de títulos públicos para três meses no Reino Unido;

$i_2$  = taxa de juros do eurodólar para o período de três meses.

Vale ressaltar que os autores elaboraram um modelo linearizado para uma amostra que cobre o período de 1972.1 a 1987.2, após o período do *Bretton Woods*, que se caracteriza pela flutuação da taxa de câmbio.

Um dos aspectos que merece destaque na pesquisa é a grande turbulência verificada após a crise do petróleo, com a aceleração do preço do petróleo e sua influência na taxa de juros e na taxa de câmbio dos principais países consumidores desse produto. Esses fatores tiveram grande influência na determinação da taxa de inflação, na taxa de juros, e da taxa de câmbio, no contexto da economia mundial.

O resultado dos testes de não co-integração foi calculado para um nível de 5% de significância o que pode ser visualizado na tabela 06.

**Tabela 06:** Resultados da Co-integração.

I	$\hat{\lambda}_i$	$-T \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$	$\hat{\lambda}_{\max}(0,95)$	$-T \sum \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$	$\hat{\lambda}_{\text{traço}}(0,95)$
1	0,407	31,33	33,18	80,75	68,91
2	0,285	20,16	27,17	49,42	47,18
3	0,254	17,59	20,78	29,26	29,51
4	0,102	6,48	14,03	11,67	15,20
5	0,083	5,19	3,96	5,19	3,96

Fonte: *Journal of Econometrics* 53 (1992 p.211-244).

Segundo os autores, conclui-se que existe combinação linear entre os preços e as taxas de juros que são estacionárias, existindo uma relação entre o modelo monetário, no qual se relaciona a taxa de câmbio real com o diferencial da taxa de juros.

A importância desse teste é ilustrar a co-integração através da aplicação da paridade do poder de compra e da relação da taxa de juros do Reino Unido em relação à taxa de juros dos países estrangeiros. O diferencial entre a taxa de juros nominal e real, assim como o nível de preços e a taxa de câmbio não foram conclusivos, devendo ser investigado através do movimento de transações correntes e da conta de capital no balanço de pagamentos.

Essa pesquisa foi colocada no presente tópico como exemplo ilustrativo de aplicação da metodologia de Johansen de co-integração no campo da economia financeira, passível de referencial teórico a ser utilizado na presente tese.

## 2.12 O Estudo de Errunza e Losq (1992)

A metodologia elaborada por Errunza e Losq (1992), que elegeu o segmento dos ativos dos Estados Unidos ao comparar o comportamento dos preços dos ativos dos países emergentes, em particular os da América Latina, concluiu que Argentina e Brasil se constituem num segmento separado no mercado de capitais internacionais.

Os dados utilizados foram do Banco Mundial para os países emergentes no período que compreende dezembro de 1975 a dezembro de 1976, com retornos médios mensais inclusive capitalização dos dividendos para 371 ações dos dez mercados.

Os autores usaram procedimentos semelhantes para oito países analisados em pares: Argentina - EUA, Brasil – EUA, Chile – EUA, Grécia – EUA, Índia – EUA, Coréia – EUA, México – EUA, Zimbábue – EUA. As hipóteses testadas basearam-se no modelo de precificação de ativos em nível internacional, considerando as barreiras naturais dos países emergentes na formação de *portfolio* em nível global. Descrevem os autores que a estrutura de mercado de capitais mundial tem sido afetada por outros fatores tais como: controle de câmbio, fluxo de investimentos diretos e comércio internacional entre os países.

Em particular, concluem os autores que o Brasil e o México se enquadram, de algum modo, de uma integração completa para uma integração parcial em nível internacional, quando se levam em consideração as barreiras e as restrições temporárias em termos de fluxo normal entre esses dois países, resultado da pesquisa naquela época.

Segundo os autores Errunza e Losq (1992), os mercados emergentes apresentam uma estrutura consistente com a hipótese mediana de segmentação de mercado, na qual existe controle de restrições ao fluxo de capitais, assim, rejeita-se a completa integração em favor da segmentação dos mercados.

Concluem os autores acima referidos que os resultados obtidos na pesquisa para o Brasil, Chile, Coréia e México tendem a sugerir uma forte estrutura consistente com a hipótese de segmentação média de mercado, excetuando-se, a integração completa dos mercados do Canadá e dos Estados Unidos em decorrência da complementaridade das suas economias.

## **2.13 O Estudo de Hawawini (1994)**

Hawawini (1994) descreveu os mais importantes artigos que analisam o comportamento dos preços das ações ordinárias em diferentes mercados no mundo; incluindo América do Sul e do Norte (Estados Unidos, México e Brasil), Ásia (Japão, Hong Kong e Coréia) e Europa (Reino Unido, Suíça, Noruega, e Finlândia).

A elaboração de várias pesquisas empíricas deve-se ao crescimento dos mercados de capitais no mundo, em particular, aos países emergentes da Ásia e da América Latina. Esse

fenômeno se explica pelas taxas de crescimento alcançadas por esses países, pela adoção de um programa de privatização, pela redução das barreiras institucionais, transacionais e de tributos, que facilitando os fluxos de capitais dos países desenvolvidos que se deslocaram no mercado de capitais de todo o mundo, em decorrência da elevação do grau de integração desses mercados.

Hawawini (1994) analisou as principais pesquisas realizadas no mundo, concluindo que a facilidade de dados de institutos de pesquisas, da publicação de periódicos e programas de treinamentos de executivos estrangeiros nos Estados Unidos, favorece a publicação de trabalhos no exterior, utilizando-se de fundamentos de finanças desenvolvidos nos Estados Unidos.

Na análise do autor destacam-se: o teste de eficiência de mercados, (fraca, semiforte, forte), desenvolvido por (FAMA, 1970 apud HAWAWINI, 1994); teste de equilíbrio de precificação dos ativos, nessa categoria se inclui o modelo de determinação de preços dos ativos – CAPM, desenvolvido por (SHARPE, 1964 apud HAWAWINI, 1994) e o modelo de arbitragem de preços desenvolvido por (ROSS, 1976 apud HAWAWINI, 1994); os testes de confiabilidade da estimativa das variáveis financeiras, nessa categoria podem-se ilustrar o efeito do tamanho do *portfolio*, no qual se mede a eficiência do mercado, teste de validade da precificação do CAPM (*Capital Asset Pricing Model*), e testes de confiabilidade dos fatores das variáveis macroeconômicas – APT (*Arbitrage Pricing Theory*).

O autor sugere três categorias ao classificar os principais trabalhos desenvolvidos no globo, são eles:

- a) os estudos domésticos genéricos;
- b) os estudos domésticos específicos;
- c) os estudos internacionais.

Na categoria dos testes de estudos domésticos genéricos, destacam-se os testes de eficiência de mercado, mencionando-se:



- 1) o teste do efeito do tamanho da bolsa de valores mexicana, comparada com o mesmo teste da amostra de firmas transacionadas na NASDAQ, desenvolvido por (HERRERA; LOCK WOOD, 1994 apud HAWAWINI, 1994);
- 2) o teste de hipótese de reação da bolsa de valores de São Paulo, elaborado por (DA COSTA, 1994 apud HAWAWINI, 1994);
- 3) o teste de hipótese do caminho aleatório da bolsa de valores da Coréia, usando o teste do índice da variância, elaborado por (AYADI; PYUN, 1994 apud HAWAWINI, 1994).

Ainda, na categoria dos testes domésticos genéricos de confiabilidade financeira, destacam-se:

- 1) o teste de APT (*Arbitrage Pricing Theory*), da bolsa de valores de Helsinki (apud Hawawini, 1994), que investiga o efeito intervalo (retornos diário, semanal, e mensal), elaborado por (MARTIKAINEN et. al, 1994 apud HAWAWINI, 1994);
- 2) a investigação de como as participações cruzadas das ações na bolsa de valores de Oslo, afeta a estimativa da capitalização do mercado, retorno do mercado, alavancagem financeira e o índice preço-lucro naquele mercado, elaborado por (BOHREN; MICHALSEN, 1994 apud HAWAWINI, 1994).

Na categoria de estudos domésticos específicos, pode-se citar o teste do fenômeno de sub-avaliação da oferta pública na Suíça, elaborado por (KUNZ; AGGARWAL, 1994 apud HAWAWINI, 1994). Ainda dentro dessa categoria, pode-se mencionar o estudo de confiabilidade das estimativas da estrutura do coeficiente de correlação da bolsa de valores de Hong Kong, baseado em firmas agrupadas de acordo com a estrutura de propriedade do que pela setorial, elaborado por (LAM, 1994 apud HAWAWINI, 1994).

Em estudos internacionais, nos quais se procura investigar um modelo de precificação de ativos no mundo aplicado em diferentes países, merece menção, segundo o autor, o teste de APT no contexto mundial que se basearam nas variáveis macroeconômicas globais, elaboradas por (FERSON; HARVEY, 1994 apud HAWAWINI, 1994).

Outros autores Solnik e Freitas (1988), Errunza e Losq (1992), Beckers; Connor; Curds (1996), Agmon e Lessard (1977), Bekaert; Erb; Harvey; Viskanta (1996) efetuaram

estudos que merecem destaque e classificam-se como pesquisas internacionais que analisam o comportamento dos preços e de mercado de ações em diferentes países, que auxiliam através de testes empíricos a classificar esses países em mercados segmentados ou integrados.

O autor Hawawini (1994) destacou nessa categoria as pesquisas que investigam as transmissões do movimento dos preços das ações entre os Estados Unidos (S&P 500) e o mercado de ações japonesas (Nikkei 225) elaborado por (AGGARWAL; PARK, 1994 apud HAWAWINI, 1994).

Todas as pesquisas acima mencionadas visam estimar direta ou indiretamente a eficiência informacional do mercado e/ou o nível de segmentação e integração do mercado de capitais no mundo.

#### **2.14 O Estudo de Erb, Harvey e Viskanta (1994)**

Erb; Harvey; Viskanta (1994) tinham o objetivo de medir o grau de correlação entre os países do grupo dos sete, para diferentes períodos, analisando, simultaneamente, os ciclos de crescimento, a depressão e o impacto conjunto de integração dentre esses países pesquisados.

Os autores, objetivando identificar a integração dos mercados de capitais dos países mais desenvolvidos (grupo dos sete) com os Estados Unidos, estimaram, através da matriz de correlação e identificaram que o país da América vem reduzindo o seu grau de integração com esses países ricos. Na última década, a globalização crescente dos mercados de capitais dos países que compõem o grupo dos sete tornou-se mais integrada, apresentando, portanto, retornos mais elevados constatados pelo menor grau de correlação entre eles e os Estados Unidos.

A integração dos mercados não implica necessariamente na redução do grau de correlação entre os países. O desempenho da economia em nível global e os diferentes impactos em cada país, que se diferenciam em graus de magnitude, é compatível com a

*performance* de suas economias locais, existindo, portanto, consistência entre a variação do nível de atividades desses países, que são captadas pelos graus de correlação entre eles.

Citam os autores que a redução do coeficiente de correlação entre os Estados Unidos e o Canadá pode ser explicada pelas seguintes razões:

- a) que os Estados Unidos experimentaram a recessão em 1990;
- b) que os países europeus em 1991 e 1992 registraram quedas nas suas economias;
- c) que a recessão nos Estados Unidos se prolongou entre os anos de 1989 e ao término de 1993.

Naturalmente, segundo constatou a pesquisa dos autores, a magnitude do grau de correlação varia em diferentes estágios pelos quais passa a economia mundial, sendo de fundamental importância na previsão e seleção dos ativos que compõem os *portfolios* internacionais no mercado globalizado.

Para efeito de ilustração, os autores assinalaram que muitos pesquisadores encontraram elevados graus de correlação internacional no *Crash* de outubro de 1994, quando se verificou uma quebra no sistema financeiro mexicano, induzindo a efeito em cadeias em toda a América Latina.

Os resultados das pesquisas elaboradas pelos autores são de que as correlações são mais elevadas quando se registram uma recessão conjunta de todos os países.

Citam os autores que Longin e Solnik (apud ERB; HARVEY; VISKANTA 1994), aplicando o modelo GARCH, produziram a medida de correlação mensal dos retornos dos ativos esperados, para diferentes países, tomando como pressuposto que seria constante durante todo o período, ao utilizar os testes de hipóteses sobre a afirmativa de que a correlação dos mercados entre eles varia ao longo do tempo.

Erb; Harvey; Viskanta (1994) constatam que os retornos defasados são importantes na previsão de correlação para cada país. Os pesquisadores, ao investigar os retornos defasados para os países como Inglaterra, Itália e Canadá, obtiveram resultados bastante significativos, os quais devem ser considerados nas previsões e construções de *portfolios* internacionais.

A economia mundial tem experimentado diferentes choques econômicos, como por exemplo, preços do petróleo, elevação de taxas de juros, desvalorizações de moedas de países líderes (com o grupo dos sete), refletindo, nos diferentes ciclos das economias dos países domésticos.

Os impactos dos fatores macroeconômicos no comportamento dos ativos nessas economias induzem a movimentos conjuntos nos índices de retornos dos ativos, constatados pelos diferentes graus de correlação entre eles, por isso, os autores recomendam a construção de *portfolios* que minimizem os riscos de cada país.

## **2.15 O Estudo de Ammer e Mei (1994)**

Ammer e Mei (1994) desenvolveram uma nova ferramenta para medir a ligação das variáveis financeiras e econômicas entre os países. Os dados utilizados para os Estados Unidos e o Reino Unido foram do período de 1957 a 1989.

O estudo baseou-se no estabelecimento de um modelo que afere a integração econômica, real e financeira, ao analisar as covariâncias entre os componentes dos retornos dos índices dos preços dos ativos no mercado doméstico de cada país.

A proposta metodológica tem a vantagem de considerar o tratamento das variáveis reais e financeiras que estão ligadas com os mercados de ações. Assim, o mercado de bens, o mercado de câmbio e o mercado monetário estão num contexto de um sistema unificado, o que possibilita analisar as inter-relações entre eles.

Ao analisar a ligação das variáveis econômicas reais e financeiras entre os Estados Unidos e o Reino Unido, os autores aplicaram um modelo de vetores auto-regressivos

(VAR), no qual se mensura o excesso do retorno das ações dos Estados Unidos, o excesso do retorno das ações do Reino Unido, a taxa real de crescimento dos Estados Unidos, a taxa nominal de juros, a taxa real de câmbio, rendimento de dividendos nos Estados Unidos e rendimento de dividendos do Reino Unido, as quais estão inter-relacionadas.

Os resultados obtidos pelos autores, ao examinar as inter-relações entre o mercado americano e o britânico, medido pela correlação entre as variáveis econômicas e financeiras acima mencionadas, para o período de 1957 a 1989, constataram que a correlação entre os retornos das ações dos dois mercados é mais significativa para as variáveis financeiras do que observados nas variáveis reais, como por exemplo, com o crescimento da produção.

## **2.16 Estudo Empírico Realizado por Enders e Hurn (1994)**

Enders e Hurn (1994; p.400) objetivaram medir a generalização do poder de compra para identificar o comportamento real da taxa de câmbio e utilizaram os preços no atacado e a taxa de câmbio, para o período de 1973 a dezembro de 1989, nos países da Austrália, Alemanha, Índia, Indonésia, Japão, Coréia, Filipinas, Singapura, Tailândia, Reino Unido e os Estados Unidos.

Os autores, utilizando a metodologia de Johansen, elaboraram uma regressão múltipla, que se segue.

$$r_{12t} = \beta_0 + \beta_{13}r_{13t} + \beta_{14}r_{14t} + K + \beta_{1m}r_{1mt} + e_t \quad (9)$$

onde:

$r_{1it}$  = taxa de câmbio real unilateral, no período t entre o país 1 (tomando como base o Japão) e o país i;

$\beta_0$  = o termo intercepto;

$\beta_{1i}$  = os parâmetros do vetor de co-integração;

$e_t$  = o termo aleatório estacionário.

Para que o comportamento da taxa de câmbio e do nível de preços seja estacionário é necessário que o  $\beta_i$  da equação acima estimada seja igual a zero, isto quer dizer que ocorre uma relação linear entre eles, existindo, portanto, co-integração.

O resultado da pesquisa, encontrado pelos autores, indica que não pode rejeitar a nulidade de não co-integração, com exceção para a Índia, que essa nação não é co-integrada com nenhum dos países.

Os pesquisadores Enders e Hurn (1994, p.402) afirmam que a paridade do poder de compra verifica-se entre os países Alemanha, Japão, Reino Unido, os Estados Unidos e a Bacia do Pacífico. Porém, não se constata a generalização da paridade do poder de compra entre o Japão, Estados Unidos, Alemanha e Reino Unido. Esse fato explica que a generalização da paridade do poder de compra entre os países falha em virtude das diferenças fundamentais das variáveis macroeconômicas do tipo: nível de produção real e gasto público de cada país, que são não estacionárias e que interferem no comportamento da taxa de câmbio no longo prazo desses países.

Esses estudos empíricos analisados detalhadamente foram considerados fundamentais como exemplos pioneiros no campo da análise econômica e financeira. Eles servirão de arcabouços teóricos passíveis de exequibilidade na estimativa dos modelos econométricos aplicados a séries temporais, no que tange a identificação de estacionariedade e quebra de estrutura através dos testes de raízes unitárias de Dickey e Fuller e Phillips-Perron, respectivamente, assim como, os métodos estatísticos de co-integração e de correção de erro desenvolvidos por Engle e Granger e de Johansen, objetivando a previsão do comportamento dos índices de preços das Bolsas de Valores dos países da América Latina, os países desenvolvidos, objeto principal da presente tese.

## **2.17 O Estudo de Perron (apud RAO, 1994)**

Como afirma Perron (apud RAO, 1994): “As hipóteses de raízes unitárias têm atraído consideráveis trabalhos em ambos campos da literatura econômica e estatística”. As teorias macroeconômicas têm se focalizado na aplicação do conhecimento da evolução dos testes de raízes unitárias que têm implicações importantes, pois choques eventuais dos

fenômenos econômico-financeiros podem provocar efeitos permanentes ou flutuações transitórias sobre sistema econômico mundial.

Perron (apud RAO, 1994, p.116) inspecionou o comportamento do produto nacional bruto e per capita dos onze países no período 1870-1986, identificando as quebras estruturais e mudanças de tendência dessa variável e captando o nível dos efeitos provocado pelos grandes choques.

Na análise dos comportamentos dos ciclos das variáveis macroeconômicas, que foram afetadas pelos grandes choques, mereceram atenção os períodos de 1929 e 1973, marcados pelos choques: *Crash* da bolsa de Nova York e dos preços do petróleo, respectivamente.

Dentro dessa linha de raciocínio, Perron (apud RAO, 1994) elaborou a análise de intervenção caracterizada por utilizar a estratégia que possa distinguir quais os intervalos que as séries temporais têm comportamento estacionário ou não.

Essa abordagem tem no seu bojo o espírito da análise de intervenção, na qual o autor criou o teste denominado de Phillips-Perron, o qual capta os efeitos permanentes e transitórios no comportamento das séries temporais. O teste de Phillips-Perron caracteriza-se pela identificação do fenômeno qualitativo que provoca mudanças brutais no comportamento das variáveis macroeconômicas, medindo a magnitude no fenômeno sob essas variáveis.

Perron (apud RAO, 1994) recomenda que se formule o modelo do geral para o particular, no qual se verifica a quebra de mudança de estrutura, especificando o intercepto, a declividade das funções e a tendência do caminho aleatório das variáveis envolvidas. A grande dificuldade é definir exatamente quais as variáveis que respondem aos grandes choques e da mesma maneira como elas respondem aos chamados choques regulares. Entende-se que os choques estão associados ao comportamento de não estacionariedade das séries temporais porque não apresentam um ruído branco, isto é, média zero e variância constante.

## 2.18 O Estudo de Harvey (1995)

Harvey (1995) objetiva analisar o grau de integração dos índices das bolsas de valores dos países emergentes ao compará-los com os países desenvolvidos. A pesquisa concentrou-se na análise dos fatores nacionais e internacionais que influenciaram os retornos dos ativos dos países emergentes, classificando-os em mercados segmentados e mercados integrados de capitais, bem como, as suas alterações ao longo do tempo.

Harvey (1995) estimou o modelo de precificação de ativos internacionais ao relacionar os retornos esperados em funções das variáveis globais e informações locais. Os parâmetros obtidos na pesquisa identificaram que os prêmios pelos riscos mundiais são dependentes das informações mais globalizadas do que as internas dos países pesquisados. Concluiu o autor, que o risco total de um *portfolio* global depende tanto das informações locais quanto das informações mundiais.

O autor utilizou mais de oitocentas ações de seis países da América Latina (Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, México, Venezuela), oito do mercado asiático (Índia, Indonésia, Coreia, Malásia, Paquistão, Filipinas, Taiwan, Tailândia), três do mercado europeu (Grécia, Portugal, Turquia), um do oriente médio (Jordânia) e dois países do mercado africano (Nigéria, Zimbábue). Harvey usou-se a base de dados dos países emergentes originadas da *International Finance Corporation (IFC)* do Banco Mundial.

Os resultados da pesquisa indicaram que os mercados emergentes apresentam retornos médios maiores e de maior volatilidade do que os mercados de países desenvolvidos, em virtude das informações locais serem mais importantes do que as globais. Ou seja, os fatores nacionais predominam sobre os externos na estimativa dos retornos e da volatilidade dos ativos dos países emergentes, incorporando os riscos nacionais e internacionais na formação de preços dos seus ativos.

Relatou o autor, que no processo de previsão dos retornos dos ativos dos mercados emergentes, quando da formação de carteira em nível global, tanto as informações mundiais quanto as locais foram importantes na estimativa do retorno dos ativos dos países emergentes. As características dos países emergentes definem os seus mercados de capitais como segmentados, e dos países desenvolvidos, que são mais influenciados pelas



informações globais, como mercado integrado. No entanto, os países emergentes têm seus ativos expostos aos riscos domésticos e internacionais.

Harvey (1995) concluiu que os resultados obtidos na pesquisa induzem que tanto as informações globais quanto às informações locais são importantes na classificação de mercados integrados e segmentados.

Ainda concluiu o autor, que alguns países que possuem características peculiares como, por exemplo: as restrições legais, regulamentação dos mercados estrangeiros, baixo nível de disponibilidade de informações das empresas, pequeno número de ativos negociados em suas bolsas e baixa liquidez do mercado, bem como, a estrutura institucional que cada país se encontra, caracterizam-se como país de mercados de capitais segmentados.

Harvey (1995) chamou atenção para a importância das informações locais que caracterizavam os mercados segmentados, e pelas informações globais peculiares aos países que constituem os mercados integrados.

## **2.19 Alguns Estudos Empíricos Obtidos com a Metodologia de Co-Integração de Johansen, (apud ENDERS, 1995)**

Para efeito de ilustração Enders (1995, p.391) descreveu pesquisa empírica de co-integração ao utilizar os dados trimestrais da Dinamarca sob o período de 1974:1 até 1987:3, realizada por (JOHANSEN; JUSELIUS, 1990 apud ENDERS, 1995), ao formular a equação a ser estimada do tipo:

$$x_t = (m^2 \rho, y_t, i_t^d, i_t^b), \quad (10)$$

Onde  $m^2$  = logaritmo da oferta de moeda medida por  $m^2$ , deflacionada pelos índices de preços;  $y$  = logaritmo de renda real;  $i^d$  = taxa de depósito sob a moeda, representando o retorno direto em reter a moeda;  $i^b$  = taxa de desconto do título representando o custo de oportunidade de reter a moeda.

Ainda foi considerada uma constante, incluindo no modelo de co-integração e foram encontradas as quatro raízes características estimadas pela matriz  $\pi$  que induziram ao cálculo de  $\lambda_{\text{traço}}$  e  $\lambda_{\text{máximo}}$  da metodologia de Johansen, conforme tabela 07.

**Tabela 07:** Sumário de Raízes Características 1.

Raízes Características	$\lambda_{\text{máximo}} = -T \ln(1 - \lambda_{r+1})$	$\lambda_{\text{traço}} = -T \sum \ln(1 - \lambda_i)$
$\lambda_1 = 0,4332$	30,09	49,14
$\lambda_2 = 0,1776$	10,36	19,05
$\lambda_3 = 0,1128$	6,34	8,69
$\lambda_4 = 0,0434$	2,35	2,35

Fonte: Adaptado de Enders (1995, p.392)

A segunda coluna representa a estatística de  $\lambda_{\text{máximo}}$  que é calculada multiplicando-se o número de observações T pela equação  $\ln(1 - \lambda_i)$  onde  $\lambda_i$  são as raízes características, e a terceira coluna denominada de  $\lambda_{\text{traço}}$  é representada como o somatório dos

$$\lambda_{\text{máximo}} \cdot \lambda_{\text{traço}} = -T \sum \ln(1 - \lambda_i), \text{ calculando obtém-se: conforme tabela 08}$$

**Tabela 08:** Sumário de Raízes Características 2.

Raízes Características	$\lambda_{\text{máximo}} = -T \ln(1 - \lambda_{r+1})$	$\lambda_{\text{traço}} = -T \sum \ln(1 - \lambda_i)$
$\lambda_4 = 0,0434$	$-53 \ln(1 - 0,0434) = \mathbf{2,35}$	$-53 \sum \ln(1 - 0,0434) = \mathbf{2,35}$
$\lambda_3 = 0,1128$	$-53 \ln(1 - 0,1128) = \mathbf{6,34}$	$2,35 + 6,34 = \mathbf{8,69}$
$\lambda_2 = 0,1776$	$-53 \ln(1 - 0,1776) = \mathbf{10,36}$	$2,35 + 6,34 + 10,36 = \mathbf{19,05}$
$\lambda_1 = 0,4332$	$-53 \ln(1 - 0,4332) = \mathbf{30,09}$	$2,35 + 6,34 + 10,36 + 30,09 = \mathbf{49,14}$

Fonte: Adaptado de Enders (1995: p.392)

A fim de testar a hipótese  $r = 0$  contra a alternativa de  $r = 1, 2, 3$ , ou 4 raízes características, utilizam-se à estatística  $\lambda_{\text{traço}}$ . Na hipótese de nulidade para  $r = 0$ , existem quatro variáveis que somadas alcançam a 49,14. Como os valores críticos simulados por Johansen para  $n - r = 4$  tem  $\lambda_{\text{traço}}$  de valores críticos de 49,925; 53,347; e 60,054 no nível de 90,95 e 99% de significância, entretanto, no nível de 90% de significância as variáveis não são co-integradas, todas as demais são co-integradas.

Ao contrário da estatística  $\lambda_{\text{traço}}$ , a estatística  $\lambda_{\text{máxima}}$  têm hipótese alternativa específica para testar a hipótese de nulidade  $r = 0$  contra a alternativa específica  $r = 1$ . O valor calculado da estatística  $\lambda_{\text{máximo}}(0,1)$  é  $-53 \ln(1 - 0,4322) = 30,09$ .

Para  $n - r = 4$ , os valores críticos de  $\lambda_{\text{máximo}}$  são 25,611; 28,167; 30,262; e 33,121 no nível de 90; 95; 97,5; e 99% de significância. Assim, é possível rejeitar a hipótese de nulidade  $r = 0$  no nível de 95%, mas, não no nível de 97,5%, e concluir que existe apenas um vetor de co-integração ( $r = 1$ ).

## **2.20 O Estudo de Erb, Harvey e Viskanta (1995)**

Erb; Harvey; Viskanta (1995) realizaram pesquisas para 41 países desenvolvidos e emergentes, correlacionando o impacto da inflação e o retorno dos ativos nesses diferentes países.

O estudo procurou ampliar os trabalhos empíricos tomando como base as taxas de inflação dos países da OCDE com retorno dos ativos de cada mercado.

Nesse contexto, os autores mediram a volatilidade da taxa de inflação e seus efeitos sobre os ativos, constatando-a correlação positiva entre a taxa de inflação desses países pesquisados com o retorno de mercado em nível mundial.

Relataram os autores que a inflação esperada exerce um papel proeminente na seleção de *portfolios* globais e o ambiente inflacionário é um indicador de péssima saúde econômica e risco financeiro dos países que convivem com esse fenômeno.

Finalmente, ressaltaram os autores que existem diferentes graus de correlação entre a taxa de inflação e o retorno dos ativos dos países emergentes e desenvolvidos. O ambiente inflacionário que experimentam os países emergentes dificulta a estimação da volatilidade e dos fatores de risco dos retornos dos ativos nesses mercados, bem como a construção de *portfolios*, quando comparados com os retornos dos ativos no mercado americano.

## 2.21 Os Estudos de Solnik (1996)

Solnik (1996) tem afirmado que os retornos esperados dos ativos quando precificados pelo modelo CAPM variam ao longo do tempo, necessitando da utilização de um conjunto de variáveis macroeconômicas que melhor explique o retorno desses ativos. Essas variáveis podem ser enumeradas: a taxa de juros, o nível de rendimento dos ativos, o *spread* (o diferencial entre os títulos de curto e longo prazo) e o *ranking* em termos creditícios dos títulos de curto e longo prazo.

Segundo o autor, o modelo CAPM internacional estimado pelo índice único não capta perfeitamente a segmentação e a integração entre os países. A integração do mercado de capitais só alcançaria a eficiência internacional se os países captassem instantaneamente todas as informações nos índices dos preços dos ativos transacionados em nível global.

Solnik (1996, p.137) afirma que os mercados internacionais não são integrados, mas segmentados e que inúmeros fatores inibem o fluxo internacional de capitais, entre eles: barreiras psicológicas, mercados estrangeiros não familiares, línguas diferentes, fontes de informações inadequadas, custos de transações, custos transacionais de investimentos estrangeiros elevados e acesso às informações num nível global dispendioso em termos de custos de negociações internacionais, custódia de serviços e administração de carteiras; discriminação fiscal, investimentos estrangeiros sobretaxados, quando comparado com os investimentos dos países domésticos, etc. O autor enfatiza que os riscos políticos reduzem os investimentos estrangeiros.

Os fatores enumerados acima dificultam a integração e a globalização dos mercados de capitais, estimulando apenas a segmentação do mercado em blocos regionais. O modelo de determinação dos preços dos ativos, em nível internacional, sugere a utilização de algumas variáveis macroeconômicas para precificação dos seus ativos.

Estudos empíricos realizados por Solnik, (1996, p. 147), no período de 1973 a 1993, efetuando uma regressão entre retornos mensais dos ativos com a variação das taxas de juros nominais no mercado de ações para cada país selecionado, foram consistentes com os fundamentos da teoria econômica, ou seja, existe uma forte correlação negativa entre os

retornos dos ativos e a variação das taxas de juros nominais para todos os países estudados. Como apresenta o autor, os coeficientes estimados para cada país foram significativos.

Estudos empíricos, efetuados por Solnik e Lessard (apud SOLNIK, 1996), constataram a importância relativa da indústria doméstica e dos fatores internacionais no retorno de ações dos diferentes países. O resultado obtido naquela época demonstrou o baixo grau de integração entre os mercados, em decorrência da menor influência dos fatores internos quando comparados com os fatores internacionais.

Os autores defenderam a importância que têm diferentes fatores e o grau de correlação entre eles e o retorno das ações dos países pesquisados, dentre os índices considerados relevantes pode-se citar, o índice do mercado mundial, o índice do setor industrial, o índice de movimentos correntes dos investimentos estrangeiros e o índice do mercado nacional.

Os autores procuraram medir, através do coeficiente de determinação, (estimador definido como o grau de acerto da regressão) a importância que cada um desses índices tem na explicação dos retornos das ações. O mercado doméstico é o mais importante fator que afeta o retorno individual das ações, isto é; em média esse fator explica 42% do retorno individual das ações, os fatores industriais e mundiais explicam 18% e 23% dos retornos, respectivamente.

Solnik (1977), utilizando-se das premissas de Markowitz (1952) e Sharpe (1964), desenvolveu um teste de precificação de ativos internacionais na análise de risco/retorno, para determinar uma diversificação internacional de *portfolio*. O autor selecionou carteiras formadas por diferentes ativos para cada país, levando em consideração a relação entre os preços dos ativos e as taxas de câmbio. Solnik conclui que alguns investidores assumem riscos cambiais diferenciados e outros apresentam atitudes de aversão ao risco.

Solnik (1977), utilizando-se das premissas de carteira eficiente, teorema da separação, e da relação positiva de risco e retorno desenvolvida por Sharpe (1964) – CAPM, criou o modelo de precificação internacional, objetivando medir a integração e segmentação do mercado, elegendo a taxa de câmbio como a variável determinante no processo de diversificação e redução de riscos, em um nível global.

A experiência recente sobre desvalorização de câmbio em diferentes países, em particular os países emergentes, tem afetado profundamente o mercado de capitais desses países, de maneira que, como afirma Solnik (1977):

**o risco cambial é um grande obstáculo para os investimentos estrangeiros, que se traduzem com desvalorização das taxas de câmbio dos países domésticos, elevando-se, portanto, através do efeito inflacionário, as taxas de juros nesses países, com o objetivo de impedir a saída de capitais desses países afetados pela desvalorização cambial.**

Dentro dessa linha de raciocínio, se existir a elevação da taxa de juros real, ocorrerá uma queda nos índices de preço nos mercados de ações dos países afetados.

Solnik relata que alguns estudos empíricos identificam que a inflação não está correlacionada com os retornos dos mercados das ações em termos reais.

Solnik (1977) afirma que existe controvérsia na questão da inflação, ou seja, o *portfolio* ótimo das ações deveria ser bastante sensível ao índice da inflação.

O risco cambial tem sido estudado pelos pesquisadores como uma variável de grande grau de incerteza, exercendo influência significativa no comportamento dos preços das ações e na formação de *portfolio*.

O autor, com o objetivo de dirimir as dúvidas com relação às taxas de câmbio, as taxas de juros e os efeitos da inflação em cada país, recomenda estudar isoladamente essas variáveis, e focalizar diretamente nas suas estimativas.

O autor ao concluir o trabalho, enfatizou a importância da precificação de ativos internacionais, recomendando a construção de modelos econométricos que correlacionam as taxas de juros, as taxas de câmbio, os índices da inflação, um índice industrial e um índice mundial, com os índices dos preços das bolsas de valores, visando detectar quais os fatores macroeconômicos que melhor especificam o comportamento e o grau de integração e segmentação dos mercados.

## **2.22 O Estudo de Beckers, Connor e Curds (1996)**

Beckers; Connor; Curds (1996) analisaram a influência dos fatores nacionais e globais sobre o retorno das ações, o que identificaria a análise de integração entre os mercados de diferentes países. O estudo proposto foi elaborado para os países da comunidade européia, tomando como base o excesso de retorno mensal entre o período de dezembro de 1992 a fevereiro de 1995, considerando 19 países do bloco desenvolvido.

Segundo os autores, o grau de integração dos mercados de capitais no mundo pode ser definido de três maneiras, ou seja, o mercado segmentado, o mercado medianamente segmentado e o mercado totalmente integrado.

Identifica-se o mercado segmentado pela preponderância dos fatores econômicos e financeiros domésticos que influenciam na determinação do nível dos preços dos ativos. O mercado medianamente segmentado constitui-se pela importância dos fatores econômicos e financeiros domésticos, incluindo, inclusive, uma parcela significativa de outras variáveis macroeconômicas internacionais na precificação dos seus ativos. O mercado integrado caracteriza-se por sofrer influências das variáveis econômico-financeiras nacionais e internacionais, peculiaridades inerentes de mercado de capital globalizado.

Os pesquisadores, buscando identificar o grau de integração dos mercados que atravessam os países da Comunidade Européia, estimaram alguns modelos que caracterizassem os estágios em que se encontram. Na pesquisa foram considerados os seguintes fatores determinísticos, a saber: 1) os aspectos das barreiras legais, fiscais e administrativas que inibem os investimentos entre os países; 2) os modelos foram construídos na consistência da precificação dos ativos no mercado de capitais, ou seja, o mesmo nível de risco para retorno em diferentes países; 3) e os modelos se concentraram na análise de correlação dos retornos dos ativos com diferentes índices de preços dos mercados acionários.

Os autores afirmam que o fator global de mercado (índice mundial) explica 21% da variabilidade do retorno de um ativo e que os fatores domésticos e da indústria de cada país, explicam o adicional de 14% e 4%, respectivamente, existindo, portanto, outros fatores não captados na pesquisa.

A integração dos mercados de capitais elevou a importância do índice global e dos índices industriais globais e, simultaneamente, decrescendo como fonte de explicação os fatores domésticos de cada país e ressaltando a predominância do comportamento das variáveis macroeconômicas dos países líderes, como as taxas de juros, as taxas de câmbio, a inflação e a recessão que afetam todas as bolsas do mundo.

### **2.23 O Estudo de Bekaert, Erb, Harvey e Viskanta (1996)**

Bekaert; Erb; Harvey; Viskanta (1996) analisam quais os fatores fundamentais na determinação de retorno e risco no mercado de capitais nos países emergentes e desenvolvidos.

Os autores colocaram que a mudança de regulamentação, as desvalorizações cambiais, os insucessos dos planos econômicos e outros choques financeiros têm, notoriamente, dificultado a previsão e a formação de *portfolios* globais por investidores de países emergentes.

Os impactos desses fatores macroeconômicos afetaram os mercados de capitais dos países desenvolvidos e emergentes, sendo que os países em fase de crescimento os absorvem de maneira mais acentuada.

Pesquisas recentes, de acordo com o autor, têm demonstrado que os mercados dos países emergentes apresentam três características distintas: altas volatilidades, retornos elevados e baixos graus de correlações entre mercados de capitais dos países emergentes e dos países desenvolvidos.

Segundo os autores, no período de 1980 a 1990, os retornos médios dos ativos tornaram-se cada vez mais voláteis. Isso é consequência da maior integração alcançada por esses países nos mercados de capitais em nível mundial, os quais estão sujeitos a flutuações macroeconômicas dos países líderes como os países desenvolvidos.

Na análise apresentada pelos autores, procurou-se inferir as médias, a volatilidade e a integração decorrente da influência local e das informações globais incorporadas por esses



países emergentes. O modelo proposto pelos autores prevê que na medida em que o mercado se torna mais integrado com o mercado mundial, predomina a influência internacional sobre as informações domésticas. Isso pode ser medido pela elevação do coeficiente de correlação de 19 países calculado pelos autores, implicando que o benefício da diversificação tem decrescido em muitos mercados emergentes, porém, registra-se ainda ganhos substanciais para o investidor que forma seus *portfolios* em nível global.

Os autores sugerem a utilização do modelo de precificação de ativos CAPM Sharpe (1964), como medida de relação entre riscos e retornos esperados dos ativos, ressaltando que a aplicação dessa metodologia nos países emergentes é de difícil mensuração.

Os resultados encontrados pelos autores, para todos os países pesquisados no período de 1980 a 1990, foram consistentes com a estimativa da relação positiva entre o beta e o retorno médio esperado, com exceção do parâmetro estatístico  $t$  que não foi significativo.

Sugerem os autores que a metodologia mais apropriada para retorno dos ativos dos países emergentes são os multifatores colocados por Chen; Roll; Ross (1986), apud Bekaert; Erb; Harvey; Viskanta (1996). Por outro lado, se os mercados de capitais fossem perfeitamente integrados, a versão do CAPM para os mercados globais permaneceria consistente, tendo betas elevados nos países emergentes que se traduzem em altos riscos e retornos.

## **2.24 O Estudo de Erb, Harvey e Viskanta (1996)**

Erb; Harvey; Viskanta (1996) objetivaram estimar alguns aspectos dos riscos político, econômico e financeiro, utilizando-se de informações fornecidas pelas instituições de crédito, de nível internacional, e procuraram identificar as variáveis fundamentais e as de natureza qualitativa na composição do risco global dos países.

Os autores deram ênfase às variáveis qualitativas, muito embora, consideraram as variáveis quantitativas como o desvio padrão, o risco sistemático medido pelo beta, ao correlacionar as informações econômicas com os índices das bolsas de cada país e o índice mundial.

Erb; Harvey; Viskanta (1996) procuraram hierarquizar o risco global em político, financeiro e econômico, atribuindo pesos as variáveis qualitativas fundamentais consideradas importantes pelas instituições de crédito internacionais, tanto para os países desenvolvidos, quanto para os países emergentes.

Na pesquisa, as seguintes variáveis sócio-econômicas (que compõem o risco político) foram destacadas: expectativas econômicas versus realidade observada, falha no planejamento econômico, liderança política, corrupção no governo, os militares na política, organização religiosa na política, tradição da lei e do costume, guerra civil, qualidade da burocracia, terrorismo, partido político desenvolvido.

Quanto aos aspectos que compõem o risco financeiro, foram enumerados: honrar os compromissos financeiros, moratória, atraso nos pagamentos aos fornecedores de crédito, repúdio dos contratos pelo governo, perda do controle de câmbio, apropriação dos investimentos privados.

No que se refere aos fatores críticos que compõem o risco econômico, pôde-se enfatizar: inflação, comprometimento das exportações com endividamento, liquidez internacional, experiência em comércio exterior.

Os autores afirmaram que essa análise pode ser aplicada tanto para países emergentes quanto para os países desenvolvidos, porém, os fatores de risco têm sido melhorados quando esses critérios são aplicados nos países emergentes, em virtude da crescente globalização dos mercados.

## **2.25 O Estudo de Valle, René (1998)**

A pesquisa efetuada por Valle (1998) estimou a co-integração entre as principais bolsas de valores da América Latina, especificamente Argentina, Brasil, Chile, México e Estados Unidos para um período que cobre 1976 a 1987.

O autor afirmou existir uma interdependência entre os mercados acionários e espera que os preços individuais das ações sejam inter-relacionados no longo prazo. Portanto, existem diversas razões para que diferentes países na América Latina registrem a presença de uma relação significativa de longo prazo entre esses mercados.

Valle (1998) relatou que o co-movimento dos índices de preços das ações foi devido a fatores econômicos refletidos nas condições financeiras que registram os países, afetando sistematicamente todos os mercados. Como por exemplo, o estágio de desenvolvimento que atravessa os países no que tange à regulamentação e liberação, o desenvolvimento tecnológico de comunicação e negócios, as inovações financeiras de produtos e serviços entre as multinacionais dos diferentes países da América Latina. Tais fatores influenciam em diferentes graus a relação de longo prazo entre os preços das ações desses países, acentuadas quando da ocorrência de crises financeiras.

A pesquisa de Valle (1998) investigou se os preços individuais das ações são inter-relacionados de longo prazo, à medida que se estuda a co-integração entre os preços mensais das maiores bolsas da América Latina com os Estados Unidos para o período de 1976 a 1998. Relata o autor que, no contexto da América Latina, não encontrou naquele período qualquer artigo que estudasse a ligação dos preços das ações em diferentes mercados naquela região.

O estudo de Valle citou três metodologias para estimar a co-integração entre os preços das ações no mercado de capitais no mundo que são:

- i) a abordagem do teste conjunto de integração do mercado, validando o modelo de precificação de ativos CAPM;
- ii) a segunda abordagem usa a volatilidade durante o período para investigar a interdependência entre os preços de mercados e seus impactos em vários mercados, captando o efeito transmissão de um mercado para outro, o modelo condicional auto-regressivo heterocedástico (ARCH);
- iii) a terceira metodologia recomendada pelo autor é a utilização do método vetorial auto-regressivo (VAR) de Johansen de co-integração.

Ressalta-se o método (ARCH) aplicado por (HAMAQ; MASULIS; NG, 1990 apud VALLE, 1998) para estimar empiricamente a integração dos três maiores mercados internacionais: Estados Unidos, Reino Unido e Japão.

Segundo relata Valle (1998), os pesquisadores Eun e Shim (1989) aplicaram o método vetorial auto-regressivo (VAR) para analisar como os mercados reagem às inovações específicas dos mercados de capitais decorrentes do impacto dos Estados Unidos, que afetam os mercados de capitais internacionais.(apud VALLE, 1998).

Valle (1998) optou por utilizar a metodologia de co-integração de Engle Granger e o método de Johansen para estimar o equilíbrio de longo prazo entre os mercados dos países da América Latina. A estimativa da co-integração, segundo Valle (1998), poderia ser obtida pelo modelo de ARCH, como também, pelo modelo do CAPM.

Algumas considerações adicionais sobre o trabalho do Valle são:

- ii) os dados foram obtidos da *Datastream International* que consiste nos índices de preços nacionais das ações das quatro maiores bolsas de valores da América Latina, ou seja, Merval da Argentina, Bovespa do Brasil, General do Chile, IPC do México e o índice médio industrial Dow Jones dos Estados Unidos. O período analisado compreende 267 observações mensais correspondendo ao período de janeiro de 1976 a março de 1998;
- iii) a metodologia utilizada foi o teste de raiz unitário de Dickey e Fuller Ampliado (ADF), integrado com o procedimento de análise de co-integração de Johansen (1988), objetivando estimar se existe o movimento relativo dos índices da bolsa de valores de cada país em longo prazo, assim como, uma relação multivariada entre os diferentes tipos de mercados;
- iv) os resultados empíricos alcançados para o período pesquisado (1976/1998) utilizaram a variável Dummy para captar o efeito da crise de outubro de 1987 e seus reflexos no mercado de capitais da região.

Os resultados obtidos pelo autor constataram que não se pode rejeitar a hipótese de co-integração entre as bolsas para o período pesquisado, indicando a co-integração entre as principais bolsas de valores na região, no nível de 5% para o período de (1976-1998) e de 1% do período de outubro de 1987 quando da ocorrência da crise financeira mexicana.

## **2.26 O Estudo de Bekaert, Harvey e Lumsdaine (1998)**

Bekaert; Harvey; Lumsdaine (1998), utilizando-se de informações de variáveis financeiras e indicadores macroeconômicos, estimaram o grau de integração do mercado de capitais dos países emergentes.

O conceito de integração de mercado é o ponto central das pesquisas em finanças internacionais, da economia internacional e do desenvolvimento econômico. Segundo os autores, a integração do mercado financeiro está presente com na economia globalizada, na qual os investidores domésticos são capazes de investir em ativos estrangeiros, bem como, os investidores estrangeiros o fazem no mercado de capitais doméstico.

A metodologia dos autores procurou aferir as variáveis financeiras e macroeconômicas que se relacionam com o processo de integração dos mercados de capitais. O processo de liberação da economia está intimamente relacionado com o mercado financeiro e com outras variáveis de políticas macroeconômicas, ou seja, com a inflação, a taxa de câmbio e o comércio internacional.

A pesquisa utilizou algumas séries temporais para vinte mercados emergentes, fornecidas pela *International Finance Corporation – IFC* do Banco Mundial. Os autores classificaram as variáveis macroeconômicas mais relevantes como sendo: os índices de preços, os índices de liquidez e variáveis financeiras, as dos retornos dos ativos e outros indicadores econômicos, os quais foram correlacionados simultaneamente.

Os estudos empíricos demonstraram que existe uma relação entre a inflação e o desempenho no mercado de capitais, no qual o fator inflacionário influenciou na integração dos países com a economia mundial, evidenciando-se, portanto, os resultados constatados pelos países emergentes: Argentina e Brasil.

Outro aspecto ressaltado pelos autores é o grau de abertura de uma economia obtido pelos países emergentes, que é medido pelas exportações e importações em relação ao produto nacional bruto.

Os autores Bekaert, Harvey e Lumsdaine (1998) ressaltaram a importância da apreciação da taxa de câmbio no comportamento instável no mercado de capitais, no qual pode-se verificar alterações na volatilidade da taxa de câmbio que refletem na instabilidade dos índices dos preços das bolsas de valores dos países que têm suas economias mais integradas.

Os autores procuraram medir a volatilidade e o risco sistemático do mercado (beta), correlacionando com o retorno de capitais no mundo. Registram, também, que o aumento da integração dos mercados de capitais nos países emergentes foi constatado pelo incremento do coeficiente de correlação de 12,6% para 27,7%, que pode ser explicado pela maior liberação das economias em termos de redução de restrições legais, institucionais, e econômicas, que se traduzem na redução de riscos econômicos, financeiros e políticos.

Os autores concluíram que o recente processo de liberação do mercado dos países emergentes favorece às empresas multinacionais a operarem em escala mundial. O processo de globalização de mercados que o mundo atravessa tem facilidade às empresas transnacionais diversificarem as suas plantas industriais e integrar as economias dos países emergentes aos países desenvolvidos, reduzindo o custo do capital nestes países hospedeiros.

## **2.27 O Estudo de Shapiro (1998)**

Shapiro (1998), objetivando descrever os benefícios da diversificação internacional e suas limitações de caráter legal, financeiro e institucional, que enfrentam os investidores perante os mercados emergentes, mostrou como a integração de mercados de capitais afeta as empresas de classe mundial, que têm intensificado suas vendas em diferentes pontos do globo. Essa diversificação, entre os diferentes países no mundo, tem demandado uma capitalização no mercado por parte das empresas americanas e estrangeiras cada vez mais crescente.

Shapiro (1998) mencionou que com a globalização de mercados a demanda por capitais tem se intensificado e que 60% da capitalização do mercado de capitais no mundo são de companhias não residentes nos Estados Unidos.

Shapiro (1998) identificou, através da sua pesquisa, coeficientes de correlação entre os vários mercados estrangeiros com os Estados Unidos. Ainda, constatou que o Canadá apresenta o maior grau de integração com aquele país.

A Austrália, Holanda, França, Singapura, Suécia, Suíça, e Reino Unido são correlacionados com os Estados Unidos. O mercado americano registra o mais elevado grau de correlação com o Canadá e o mais baixo com a Áustria, levando a concluir que o Canadá está totalmente integrado com a economia americana e a Áustria pode ser considerada como um mercado de capitais independente.

Cita o autor (1998, p. 468), para efeito de ilustração, que em fevereiro de 1990 o presidente brasileiro eleito, congelou as contas pessoais bancárias e como consequência, a bolsa de valores do Estado de São Paulo reduziu seus negócios em 70% em poucos dias.

Por outro lado, o mercado de Taiwan subiu mais de 1000% em janeiro de 1987 e atingiu pico em fevereiro de 1990, voltando ao nível anterior ao cair 80% em outubro de 1990. Outro fator econômico que merece destaque é a queda da bolsa de valores mexicana e a falta de liquidez da sua economia que não permitiu honrar os seus compromissos perante a comunidade internacional.

Shapiro (1998) relatou que a globalização de mercados de capitais e a integração crescente dos países emergentes nesse mercado e seus impactos entre esses países, auferido pelo grau de importação e exportação sobre o produto interno bruto (PIB), tornou mais volátil os retornos dos ativos de cada país em particular.

Relatou também o autor, que um dos aspectos que limita o grau de integração entre os países desenvolvidos e emergentes, são as barreiras institucionais, legais, comerciais, e de política econômica, traçadas por esses países em desenvolvimento, dificultando, portanto, a integração dos mercados de capitais, a diversificação de *portfolios* por parte dos investidores internacionais na formação de uma carteira globalizada.

## 2.28 O Estudo de Gokcan (1998)

Gokcan (1998), objetivando medir o grau de integração do retorno de mercado de alguns países emergentes selecionados, utilizou-se dos modelos econométricos através da análise de regressões múltiplas, do teste de ARCH e da autocorrelação Durbin h, e do teste Dickey e Fuller.

O autor objetivou estimar o retorno de alguns países emergentes selecionados (Argentina, Brasil, Chile, México e Turquia), elaborou uma regressão múltipla, na qual se correlaciona o índice industrial de cada país, em função de:

- a) índice preço/lucro;
- b) rendimento dos dividendos;
- c) índice da *Poor Stock*;
- d) estrutura a termo da taxa de juros (diferença do rendimento de títulos de dez anos dos Estados Unidos e de três meses);
- e) e a hierarquia do risco de inadimplência dos títulos americanos.

O resultado da pesquisa constatou diferentes graus de integração da economia americana com a economia de outros países emergentes, para o período de janeiro de 1981 a dezembro de 1993, cobrindo uma amostra de sessenta observações de retornos mensais.

Segundo o autor, dentre as razões que explicam os diferentes graus de integração e segmentação de mercado, merecem destaque o que se segue: a Argentina tornou-se mais integrada ao longo do tempo em função das razões políticas de liberação econômica, adotada pelo presidente Menem, tais como o programa de privatização, acordo de livre comércio, redução de intervenção governamentais na economia, elevando, portanto, as negociações na bolsa de Buenos Aires em mais de 393,8% em 1991.

Nessa pesquisa, o autor constatou que o maior grau de integração se registra para o Brasil, em virtude do plano do presidente Collor que em 1990 eliminou a hiperinflação, congelou todos os ativos e aumentou a liberação da economia com o resto do mundo.



O México seguiu a mesma tendência do Chile, onde o grau de integração passou de 0,60 em 1989 para 1 em 1993, registrando completa integração com o mercado internacional. Quanto às razões mexicanas, merecem ser evidenciadas o plano Brady elaborado pelo Estados Unidos, que melhorou a liquidez mexicana com a comunidade internacional, além do programa de privatização da sua estatal telefônica em dezembro de 1991.

## **2.29 O Estudo de Sanvicente (1998)**

Sanvicente (1998) estimou o grau de integração do mercado brasileiro de ações com o mercado acionário americano representado pelo índice IBOVESPA e pelo índice da bolsa de valores da Dow Jones Industrial Average - DJIA, respectivamente, analisando os subperíodos de janeiro de 1986 a maio de 1991, junho de 1991 a junho de 1994 e julho de 1994 a dezembro de 1997.

O autor aplicou o teste de co-integração de Johansen entre os índices das bolsas de valores IBOVESPA e DJIA, não encontrando, em nenhum subperíodo pesquisado, co-integração entre as séries.

Sanvicente (1998), no seu artigo, enfatizou que existe algum nível de integração do mercado brasileiro aos principais mercados internacionais e que estudos empíricos anteriores como o de (PAULA LEITE; SANVICENTE, 1995 apud SANVICENTE, 1998), constataram que existe uma elevação generalizada dos coeficientes de correlação entre as rentabilidades mensais das carteiras do IBOVESPA com 14 índices internacionais.

O autor recomendou, em estudos anteriores, (PAULA LEITE; SANVICENTE, 1995 apud SANVICENTE, 1998), a utilização da teoria da carteira na estimação dos coeficientes de correlação para seleção e formação de *portfolios*, buscando inferir o efeito do processo de diversificação de investimento sobre o risco e retorno de vários mercados emergentes com o mercado brasileiro.

Ilustrou o autor, enfatizando que a potencialidade do mercado brasileiro para a redução de risco em carteira, se deve ao baixo coeficiente de correlações de outros mercados emergentes com o mercado de capitais brasileiro.

O resultado da pesquisa, ao analisar as séries históricas dos índices da bolsa de valores IBOVESPA e DJIA para o mercado de capitais brasileiro e americano, no período de janeiro de 1986 a dezembro de 1997, constatou que os retornos de mercados não contêm informação útil para a predição de outros mercados e que subsiste ainda importantes oportunidades de redução de riscos com a diversificação de investimentos entre os mercados brasileiro e norte-americano.

Os resultados dos testes de co-integração pela metodologia de Johansen indicaram que não existe nenhuma contribuição da rentabilidade histórica de um dos índices para explicar a rentabilidade do outro índice, ou seja, a inexistência de co-integração entre os dois mercados.

Recentemente, as crises dos Tigres Asiáticos, da Argentina, da Rússia e do Brasil demonstraram que os mercados estão integrados, registrando o “efeito contágio” no comportamento dos índices de preços, nas taxas de juros e de câmbio desses países e influenciando, simultaneamente, nos índices das bolsas de valores dos países emergentes.

### **2.30 O Estudo de Forbes e Rigobon (2000)**

Forbes e Rigobon (2000, p.10) demonstraram na sua pesquisa que o efeito contágio pode ser melhor classificado como mudanças ou choques que se propagam em períodos considerados normais para um período de crise, com canais diferenciados de transmissão entre os países, ou seja: “o co-movimento dos retornos das ações são elevados para alguns mercados emergentes, porém não são iguais para todos os mercados acionários dentre os países da América Latina.” (FORBES; RIGOBON, 2000, p.10).

Forbes e Rigobon (2000; p.10), objetivando analisar o grau de integração entre os mercados acionários no mundo, estimaram que os coeficientes de correlações entre os países são: Argentina e o Brasil (78%), Argentina e Hungria (78%), Peru e Rússia (75%), Brasil e Egito (80%), para o período de 01/01/97 a 01/01/98. Esses autores fizeram as seguintes indagações: O que esses mercados têm em comum? Será que esses países têm algumas similaridades entre suas economias?

Ressaltaram os autores, no que se refere aos países latino-americanos, que a volatilidade dos índices dos preços das ações das bolsas de valores não depende somente da volatilidade individual dos países mais afetados pelo contágio (choque), mas, sobretudo, do efeito contágio compartilhado por todos os países da região, exigindo o estudo da volatilidade e co-integração dos índices dos preços das ações desses países.

As crises econômico-financeiras têm provocado efeitos adversos no comportamento das economias dos países emergentes, em particular, na América Latina, elevando acentuadamente as taxas de riscos desses países. Estes classificados pelas agências internacionais de *rating* (risco), intensificam, portanto, a propagação dos choques que são incorporados e transmitidos, instantaneamente, através dos preços dos ativos negociados nas bolsas de valores desses países, contagiando a economia como um todo.

Os autores Forbes e Rigobon (2000, p.14) chamaram atenção para o movimento conjunto entre os índices dos preços dos ativos, definidos por eles como efeito contágio ao questionarem os seguintes pontos:

Existe algum choque entre Hong Kong e Rússia?

Existe alguma inter-relação entre a América Latina, Hong Kong e a pequena Rússia?

Existe algum choque entre a economia russa e América Latina?

Existe alguma interdependência entre o co-movimento dos índices dos preços das bolsas da Argentina, Brasil, Chile, Estados Unidos, Inglaterra e Japão?

Os autores Forbes e Rigobon (2000, p.13) na sua pesquisa evidenciaram o efeito contágio ao registrarem o co-movimento dos índices dos preços das bolsas de valores de alguns países emergentes. Nesse caso, ressaltam os autores, o efeito cruzado desses indicadores nas economias dos países envolvidos no estudo, como por exemplo, a desvalorização do rubro russo, provocou queda no mercado acionário brasileiro em mais de 50%, assim como, a queda da bolsa brasileira em 1999 em torno de 13%. Essa queda brasileira desencadeou queda simultânea na bolsa de valores da Argentina em torno de 9%, com defasagem de apenas um dia em seus pregões. Entretanto, a bolsa de valores brasileira recuperou em torno de 23%, induzindo a bolsa Argentina na recuperação de 11%.

O estudo empírico realizado por Forbes e Rigobon (2000, p.29), utilizando dados diários de 01/01/97 a 01/01/98, identificou que mais de 28 índices das bolsas de valores dos países emergentes e desenvolvidos. Esse estudo investigou também o comportamento dos índices dos preços na bolsa de valores dos seus países marcados por crises financeiras de curto prazo, denominado de efeito contágio, a saber:

- i) O *crash* da bolsa mexicana em 1987;
- ii) O colapso do peso mexicano em 1994;
- iii) As crises asiáticas em 1997;
- iv) A desvalorização do rubro russo em 1998 que reduziu o mercado acionário em mais de 50%;
- v) E a queda da bolsa brasileira em 1999.

Nesse estudo, os autores Forbes e Rigobon (2000) identificaram o comportamento dos índices de preços do mercado acionário durante a crise financeira, assim como a volatilidade expressa pelo risco de cada país como também, avaliação dos títulos dos principais países da América Latina, utilizando-se, principalmente das matrizes de correlação das séries financeiras envolvidas naquela pesquisa.

### **2.31 O Estudo de Costa e Leal (apud COSTA, LEAL, LEMGRUBER, 2000)**

O trabalho de integração entre as bolsas de valores de Buenos Aires e São Paulo, elaborados por Costa Jr. e Leal (2000, p.112), aplicou os modelos de apreçamento de

ativos de risco, usando a versão internacional do CAPM (duas metodologias) e cobrindo o período de 4-1-1991 a 17-6-1996, com dados originados da Economática. Os autores verificam se existe evidência de integração internacional e regional.

Os índices de mercado utilizados foram o Merval para a Argentina, o Ibovespa para o Brasil, o S&P 500 Composite para os Estados Unidos e o Morgan Stanley World Index (MSWI) em dólares americanos para representar o mercado mundial. Todos os valores utilizados foram de fechamento de sexta-feira. No caso da ocorrência de feriado, foi utilizada a quinta-feira.

Os resultados obtidos pelos autores indicaram que o mercado brasileiro está integrado com o mercado de ações norte americano, principalmente nos últimos anos do estudo.

No caso da Argentina, a evidência que indica integração é bem menos consistente. O Mercosul é o fator comum mais marcante de integração regional entre a Argentina e o Brasil. As exportações brasileiras para a Argentina passaram de 645 milhões de dólares em 1990 para 4 bilhões de dólares ao final de 1995. As exportações argentinas para o Brasil passaram de 1,4 bilhão de dólares em 1990 para 5,6 bilhões ao final de 1995.

Concluíram os autores que os resultados da pesquisa sugerem uma recente integração do mercado acionário brasileiro com os mercados internacionais e com o mercado argentino, mas, por outro lado, dada a importância relativa muito maior do Brasil para a Argentina, o mercado argentino apresenta integração regional com o Brasil, permanecendo, parcialmente, segmentado com o resto do mundo.

### **2.32 O Estudo de Costa Jr. e Ceretta (2001)**

Costa Jr e Ceretta (2001) efetuaram uma pesquisa que sintetiza a literatura existente sobre o mercado de capitais na América Latina, objetivando:

- 1) verificar a estabilidade das correlações entre os mercados da América Latina;
- 2) testar a hipótese de integração-segmentação entre esses mercados, usando um modelo de precificação internacional de ativos;

- 3) verificar se existe co-integração entre os mercados usando a metodologia de Johansen e Juselius.

Os autores tomaram como base os dados fornecidos pela *International Finance Corporation*, referentes aos preços de fechamento semanal dos índices de preços dos países da América Latina e compreendendo o período de janeiro de 1990 a dezembro de 1999, utilizando o índice Morgan Stanley World Index (MSWI) como representativo de um índice mundial e os índices construídos pela International Finance Corporation (IFC) para Argentina, Brasil, Chile e México.

Os pesquisadores elaboraram os testes a partir dos índices das bolsas de valores dos Estados Unidos, Argentina, Brasil, Chile e México e estimaram que os coeficientes de correlações médias se elevaram de 0,16 a 0,61, (entre os dois períodos).

Na pesquisa, foi aplicado o teste da raiz unitária Dickey-Fuller ampliado (ADF) em todas séries, objetivando verificar a estacionariedade das séries de retorno e testar o grau de co-integração entre os índices das bolsas de valores dos países mencionados, através da metodologia de Johansen e Juselius. Os resultados, ajustados para pequenas amostras, não encontraram nenhuma relação de estacionariedade entre os índices analisados. Assim, concluíram os pesquisadores, que é possível a investidores internacionais se beneficiarem de processo de diversificação de carteiras ao investirem em ações dos países analisados.

### **2.33 O Estudo de Leal e Ratner (2001)**

Leal e Ratner (2001) elaboraram uma pesquisa, objetivando estimar a relação causal entre os retornos das ações, taxas de juros e inflação dos países emergentes. Eles procuraram identificar uma relação positiva entre o retorno da ação e a inflação desses países, incluindo Argentina, Brasil e Chile. A amostra consiste de quatro maiores mercados da América Latina e dos Estados Unidos eleito como país líder.

Os autores tomaram como base os dados originários da Economática para o período de janeiro de 1982 a setembro de 1998. Os dados foram transformados em logaritmos para evitar o problema da heteroscedasticidade (a variância cresce ou decresce ao longo do período), ou seja, foi considerado o índice da bolsa de valores de cada país: Argentina (Índice Merval), Brasil (Índice Ibovespa), Chile (Índice General de Precios), México (Índice de Precios y Cotaciones), Estados Unidos (S&P 500).

As características das estatísticas dos quatro países da América Latina quando comparadas com os Estados Unidos (país líder mundial) foram consideradas relevantes, em virtude do tamanho do mercado desses países, a saber: Brasil (R\$ 217 bilhões), Estados Unidos (US\$ 8.484 bilhões), dados referente ao ano 2000. Vale ressaltar que os Estados Unidos representam 8.479 empresas negociadas em bolsas, a Argentina possui 147, o Brasil possui 551, o Chile 283 e o México 193.

Os autores, utilizando a metodologia do teste de causalidade de Granger, estimaram que existe uma relação positiva e significativa entre o retorno da ação e taxas de juros, explicados pelo coeficiente de determinação que variou entre 0,12 e 0,24, para uma defasagem de 1, 4, 8 e 12 para o período analisado nos países emergentes pesquisados.

Dessa forma, concluíram os autores, que o retorno das ações dos países da América Latina tem sido usado pelos investidores como *hedge* parcial para se proteger contra o efeito inflacionário nesses países.

Os estudos empíricos acima analisados representam a referência bibliográfica que relacionam direta ou indiretamente os avanços no campo da economia e das finanças. Os textos analisados são considerados de suma importância para o entendimento e a compreensão dos conceitos modernos na área de finanças desenvolvidos recentemente.

## **CAPÍTULO 3 – A ECONOMETRIA DAS SÉRIES ECONÔMICAS E FINANCEIRAS: DE RAIZ UNITÁRIA À CO-INTEGRAÇÃO**

---

### **3.1 Introdução**

Neste tópico desenvolvem-se os principais métodos econométricos das séries temporais a serem aplicados na presente tese, dentre eles destacam-se: o teste de causalidade de Granger, os critérios de informação de Akaike e Schwartz para seleção do modelo econométrico apropriado, os testes de raízes unitárias de Dickey e Fuller (1981) e de Phillips e Perron (1988) para análise de estacionariedade do comportamento das séries temporais, os modelos de co-integração desenvolvidos por Engle e Granger (1987), assim como os métodos de vetores auto-regressivo (VAR) de co-integração de Johansen (1988).

Recentemente, a econometria das séries temporais tem experimentado avanços significativos na modelagem dos fenômenos econômicos e financeiros. Os pesquisadores na área da teoria moderna de finanças têm se utilizado dessas ferramentas a fim de precificar o retorno dos ativos, a volatilidade, a co-integração, a segmentação, e a integração dos mercados de capitais no mundo.

Evidências empíricas e teóricas de autores consagrados internacionalmente têm chamado atenção para os modelos econométricos tradicionais que são geralmente utilizados tendo como resultados as estimativas dos parâmetros dos testes  $R^2$ , estatística  $t$ , distribuição  $F$  e o teste de Durbin-Watson (DW). Esses modelos podem induzir a resultados espúrios, como defende Granger e Newbold (1974). Esse é um caso específico no qual o  $R^2$  é elevado e DW baixo.

O conceito de correlação espúria, (falsa, sem sentido ou absurda) foi identificado pelo estatístico G. Udny Yule em 1926 ao publicar um artigo clássico que considerou os dados anuais da taxa de mortalidade na Inglaterra e no País de Gales no período de 1866 a 1911, assim como a proporção de casamentos celebrados pela Igreja Anglicana (apud JOHNSTON; DINARDO, 1997, p.10).



G. Udny Yule estimou um coeficiente de correlação em torno de +0,95 entre as duas variáveis pesquisadas (taxa anual de mortalidade e proporção de casamentos celebrados na Inglaterra). Ainda, estudo recente elaborado por Plosser e Schwert (apud JOHNSTON; DINARDO, 1997, p.10) estimou um coeficiente de correlação de +0,91, considerando o logaritmo do rendimento nominal dos Estados Unidos e o logaritmo do número acumulado de manchas solares para o período de 1897 a 1958 (apud JOHNSTON; DINARDO, 1997, p.10). Ressalta-se ainda a estimativa de Hendry que notou a existência de uma relação positiva e significativa, porém não linear, entre a taxa de inflação e a precipitação anual acumulada no Reino Unido (apud JOHNSTON; DINARDO, 1997, p.10), os quais são considerados exemplos típicos de correlações espúrias.

Além do mais, não é comum observar, nos estudos clássicos, se as séries são ou não estacionárias. Assim, os estimadores estão viesados e eles não representam a melhor estimativa para o modelo. A análise tradicional dos métodos econométricos, na maioria das vezes, a estatística t e F confirmará um bom ajustamento, porém, ao se analisar as séries temporais dos índices dos preços das ações das bolsas de valores, verifica-se a não estacionariedade dessas distribuições, conseqüentemente, os testes acima citados não serão válidos.

A fim de detectar os problemas de correlação espúria, estacionariedade das séries e heteroscedasticidade, os financistas utilizam análises gráficas de séries temporais, em nível e diferenciada, que possibilitam a identificação do comportamento dos índices dos preços das bolsas de valores no mundo.

Os testes mais formais utilizados nas pesquisas empíricas para identificar esses problemas econométricos passam, também, pela estimativa das raízes unitárias e quebra de estruturas elaboradas por Dickey e Fuller (1981) e Philips e Perron (1988), respectivamente. Esses testes são considerados importantes no processo de identificação no comportamento dos índices dos preços das bolsas de valores da América Latina, dos Estados Unidos, do Japão, e da Inglaterra, objeto da pesquisa ora em elaboração.

Os pesquisadores Engle e Granger (1987) e Johansen (1990) estudaram o comportamento de algumas séries individualmente e conjuntamente, ao identificar se elas

são estacionárias ou não, e se existe um equilíbrio de longo prazo entre a trajetória das variáveis envolvidas, surgindo, então, o conceito de co-integração.

Essas ferramentas proporcionaram também aos pesquisadores da área de finanças a possibilidade de aferir apuradamente a co-integração, isto é, o equilíbrio de longo prazo dos índices das bolsas de valores entre os países, um dos objetivos da presente tese.

Sabe-se que duas variáveis são ditas co-integradas, quando se constata que sua combinação linear é estacionária, mesmo que individualmente não a seja. Intuitivamente, o conceito de co-integração pode ser percebido por analogia, ao se imaginar o caminho aleatório a ser seguido por um bêbado e seu cachorro. Ambos partem do bar em direção a sua casa e ambos seguem o percurso tortuoso e aleatório, encontrando-se, finalmente, no seu destino pretendido. (KENNEDY, 1998, p.275).

Neste capítulo, discutem-se os métodos econométricos de Engle e Granger (1987) para testar a co-integração e causalidade de Granger (1969) e o teste de co-integração de Johansen e Juselius (1990) para sistemas multivariados aplicados em finanças, particularmente, nos estudos de co-integração dos índices das bolsas de valores a serem aplicados na presente tese.

### 3.2 Teste de Causalidade de Granger

Em linguagem econométrica consideram-se duas séries temporais  $\{y_t\}$  e  $\{x_t\}$  os índices de preços das ações do país t e do país j, respectivamente. Se as séries de  $x_t$  falharem na causalidade de Granger  $y_t$  e se na regressão de  $y_t$  defasada do próprio y e os coeficientes de  $x_t$  defasados são zero, e ainda, considerando a regressão:

$$y_t = \sum_{i=1}^k \alpha_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_i x_{t-i} + \mu_t \quad (11)$$

onde:

$y_t$  = índices de preços das ações no país t;

$x_t$  = índices de preços das ações no país j;

$\alpha_i, \beta_i$  = são parâmetros a determinar;

$\mu_t$  = são não correlacionados.

A equação (4) nos conduz  $\beta_i = 0$  ( $i = 1, 2, k$ ), então  $x_t$  falha na casualidade de  $y$ . Alternativamente, se  $\alpha_i = 0$  ( $i = 1, 2, K k$ ), implica em  $y_{t-i}$ , de modo que a extensão das defasagens  $k$  é de certa maneira arbitrária, segundo Madalla (1992, p.393),

É necessário efetuar a estatística F para se testar se  $x$  causa  $y$ . Em primeiro lugar, o teste de hipótese nula para ver se  $x$  não causa  $y$  através das duas regressões.

$$\text{Testar a hipótese } H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_j = 0 \quad (12)$$

$$\text{E a hipótese alternativa } H_1 \neq \beta_1 \neq \beta_2 \neq \dots \neq \beta_i \neq 0 \quad (13)$$

E considerando as equações abaixo:

$$y = \sum_{i=1}^k \alpha_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_i x_{t-i} + \mu_t, \text{ regressão não restritiva. (geral)} \quad (14)$$

$$y = \sum_{i=1}^k \alpha_i y_{t-i} + \mu_t, \text{ restritiva, excluindo o termo da variável independente } x_{t-i}. \quad (15)$$

O teste F ( $q, n - k$ ) ajustado pelas duas equações passa a ser:

$$F = (q, n - k) \frac{(ESS_R - ESS_{\mu R})}{q(ESS_{\mu R})} \quad (16)$$

onde:

$ESS_R$  e  $ESS_{NR}$  são, respectivamente, a soma dos quadrados dos resíduos das regressões restritivas e não restritivas,  $n$  é o número de observações,  $k$  é o número do parâmetro na regressão estimada não restritiva,  $q$  é o número de parâmetro da regressão restritiva. (PYNDICK; RUBINFELD, 1991, p.216)

Após a estimativa da soma dos quadrados dos resíduos de cada equação, calcula-se a estatística F e testa-se o grupo dos coeficientes  $\beta_i, \beta_2, K \beta_k$  são significativamente diferente de zero, assim, pode-se rejeitar a hipótese que “ $x$  não tem causalidade em  $y$ ”.

Em seguida, testa-se a hipótese nula de “y não tem causalidade sobre x”, pelas mesmas equações acima, ao considerar se x e y, simultaneamente defasados, e que y são significativamente diferente de zero. Daí, conclui-se que “x não exerce efeito de causalidade sobre y”, rejeita-se a hipótese de que “x não tem efeito de causalidade sobre y” e aceita-se a hipótese de que “y não tem efeito de causalidade sobre x”.

Granger (1969) procurou provar através da relação de causalidade a existência entre os fenômenos econômicos e financeiros, identificando no mínimo três condições para se constatar o problema da “causalidade”, a saber:

- i) correlações entre as variáveis;
- ii) assimetria temporária entre os fenômenos;
- iii) eliminação da possibilidade que outros fenômenos produzam covariância entre as variáveis.

O teste desenvolvido por Granger tem sido utilizado no modelo das séries temporais para identificar a direção de causalidade, quando da ocorrência de alto grau de correlação entre elas.

O teste de causalidade de Granger é baseado no fato de que o futuro não pode afetar o passado. O teste é efetuado com os valores significativos das variáveis  $x_t$  que explica  $y_t$ . A causalidade existe se a função  $x_{t-m}$ , for positiva. O teste de causalidade de Granger é estimado pela função  $F_{r,n-m-k}$  qui-quadrado ( $\chi_n^2$ ) com n graus de liberdade no numerador e n-m-k no denominador.

O teste de causalidade de Granger inclui e exclui as variáveis defasadas.

No caso da regressão não restritiva que se arbitra as defasagens das variáveis dependente e independente, assim como a soma dos quadrados dos resíduos da equação não restritiva que pode ser expressa pela função:

$$y_t = f(Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_{t-m}, X_{t-1}, X_{t-2}, \dots, X_{t-m}) \quad (17)$$

Ao omitir todos os termos da função  $X_{t-m}$  da relação, obtém-se a regressão restritiva com a soma dos quadrados dos resíduos ( $ESSr$ ) de maneira que a equação fica como conforme notação abaixo:

$$Y_t = f(Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_{t-m}) \quad (18)$$

Para estimar o teste F é necessário efetuar os seguintes passos:

- 1) Hipótese nula  $X \not\rightarrow Y$  (X não tem causalidade de Granger em Y)
- 2) Hipótese alternativa  $X \rightarrow Y$  (X exerce causalidade de Granger em Y)

$$F_{r, n-m-k} = \frac{(ESSr - ESSu) / r}{ESSu / (n - m - k)} \quad (19)$$

onde:

n = O número total das observações

m = Número de defasagens das variáveis dependente e independente, de maneira que se perde o número de grau de liberdade com as variáveis defasadas.

r = Número dos termos restritivos ao se calcular a soma dos quadrados dos resíduos  $ESSr$ .

k = O número dos coeficientes do modelo não restritivo

n-m-k = Os graus de liberdade do modelo não restritivo

Rejeita-se a hipótese nula e aceita-se a alternativa quando o F calculado exceder aos F tabulados, em níveis de significância escolhidos, caso contrário, rejeita-se a hipótese nula.

Os pesquisadores ao utilizar o método de causalidade de Granger que identificam a relação e direção, se X causa Y ou Y causa X, devem ficar atento ao especificar a modelagem da equação pelas seguintes razões abaixo enumeradas:

- 1) os números de defasagens incluídas na relação não restritiva que pode afetar o nível de insignificância da distribuição F. Isto é, no caso da escolha de uma única defasagem em comparação as defasagens mais ampliadas, como por exemplo, (quatro *versus* oito defasagens) afeta significativamente aquela distribuição (F);

- 2) de uma maneira geral, não existe um método adequado para definir a extensão das defasagens utilizadas nas variáveis independentes;
- 3) os pesquisadores têm demonstrado que os testes de causalidade de Granger podem produzir resultados conflitantes, quando não especificado adequadamente o modelo econométrico;
- 4) o método de causalidade de Granger não é uma prova de causalção, mas, sobretudo, confirma a direção da influência das variáveis dependentes e independentes, inclusive, identificando erro de especificação no modelo econométrico a ser estimado. (DE LURGIO, 1998, p.470)

Segundo Enders (1995, p.88), existem vários critérios para seleção do modelo na determinação da extensão do número de  $k$  variáveis defasadas. Os modelos mais apropriados são os critérios AIC critério de informação de Akaike e o critério Baysiano de Schwartz, SBC, assim calculados:

- $AIC = T \ln (\text{soma dos quadrados dos resíduos}) + 2n$
- $SBC = T \ln (\text{soma dos quadrados dos resíduos}) + n \ln T$

onde:

$n$  é o número dos parâmetros estimados ( $p + q +$  uma possibilidade do termo constante);

$T$  é o número de observações utilizadas.

Deve-se aceitar o AIC e SBC, quanto menor melhor, embora ambos possam ter sinais negativos para o mesmo tamanho de amostra, considerando o mesmo período. Segundo Enders (1995, p.315), para o caso da generalização do modelo multivariado, os critérios do AIC e SBC serão modificados pelas matrizes variância/covariância  $\left| \sum \right|$ , assim:

$$AIC = T \log \left| \sum \right| + 2N \quad (20)$$

$$SBC = T \log \left| \sum \right| + N \log T \quad (21)$$

onde:

$\left| \sum \right|$  = determinante da matriz variância/covariância dos resíduos;

$N$  = total do numero dos parâmetros estimados de todas as equações.

Os pesquisadores não devem se preocupar, pois os softwares *PC give*, *PC film*, *SPSS*, *Eviews*, são pacotes econométricos que estimam com bastante rapidez e eficiência, e fornece os critérios mais parcimoniosos, para o teste de causalidade de Granger.

### **3.3 Os Métodos das Séries Temporais: Testes de Raízes Unitárias**

Os testes de raízes unitárias formulados por Dickey e Fuller (1981) e Phillips e Perron (1988) estimaram o comportamento de séries econômicas e financeiras, ao testar a tendência estacionária ou determinística dos dados, que serve de indicador na caracterização e geração do processo de estacionariedade dos índices dos preços das bolsas de valores a serem pesquisados.

O presente item pretende descrever, de maneira sucinta e com alguns exemplos, a metodologia desenvolvida por Dickey e Fuller (1981) e Phillips e Perron (1988), na determinação de tal fenômeno econômico-financeiro.

A metodologia criada por Dickey e Fuller (1981) diagnostica se os choques sobre as séries temporais têm impactos permanentes ou não, os quais podem ser diluídos ao longo do tempo. Por isso, é importante enumerar algumas peculiaridades que devem conter as séries históricas, a saber:

- i) analisar a covariância das séries, isto é, se cada série exibe uma reversão da média que flutua de maneira constante ao longo do tempo;
- ii) diagnosticar se possui uma variância finita, que seja não variável ao longo do tempo;
- iii) possuir um correlograma teórico que diminui de maneira inversa ao se aumentar a defasagem, decrescendo acentuadamente.

Por outro lado, as séries identificadas como não estacionárias são dependentes em função do tempo, por terem médias e variâncias particulares, isto é:

- i) não existe uma média única de longo prazo nos componentes das séries econômicas;
- ii) a variância depende do tempo, afastando-se para o infinito;

iii) a função teórica de autocorrelação não decresce, mas para pequenas amostras, o correlograma cai lentamente. (ENDER, 1995).

Naturalmente, as propriedades da amostra do correlograma são úteis, a primeira vista, para se identificar a estacionariedade dos dados. Entretanto, parece ser um método impreciso para detectar a presença da geração do processo de raiz unitária, por isso, recomenda-se a utilização dos testes de Dickey e Fuller ampliado e de Phillips-Perron que estimam com mais acurácia o verdadeiro fenômeno econômico-financeiro que se quer identificar.

Em primeiro lugar, deve-se testar a hipótese de nulidade  $\alpha_1 = 0$ , a qual foi estimada pelo método dos mínimos quadrados ordinários que preliminarmente possuía as características de  $|\xi|$  em um processo de ruído branco e  $|\alpha_1| < 1$ , que garanta que  $\{y_t\}$  tenha uma seqüência estacionária com  $\alpha_1$  sendo um estimador eficiente. Ao se calcular o erro padrão de  $\alpha_1$ , o pesquisador pode utilizar a estatística simulada por Dickey e Fuller para determinar se  $\alpha_1$  é significativo e diferente de zero.

O procedimento formulado por Dickey e Fuller é testar a presença de raiz unitária na construção de uma série histórica aleatória, característica freqüente em pesquisas de séries temporais dos modelos econométricos aplicados à teoria de finanças, especificamente, no campo da co-integração dos estudos ao analisar os índices de preços das bolsas de valores da América Latina, dos Estados Unidos, do Japão e da Inglaterra.

### **3.4 O Método Simulado por Dickey e Fuller para Identificação de Raízes Unitárias**

O procedimento simulado por Dickey e Fuller (1979), para se obter os valores críticos nas séries econômicas, é freqüentemente utilizado na moderna literatura de séries temporais, em particular, aplicadas no campo das variáveis macroeconômicas e de mercado de capitais.



Dickey e Fuller (1979) criaram o modelo de simulação de Monte Carlo, identificando que os testes t e F tradicionais não podem ser aplicados como estimativa dos coeficientes das variáveis não estacionárias.

Assim, o modelo de simulação de Monte Carlo é a espinha dorsal dos testes de raízes unitárias no processo de geração de dados aleatórios, peculiaridades inerentes às características das variáveis identificadas no campo das finanças.

Alternativamente, Dickey e Fuller (1981, p.1070) formularam um modelo de teste estatístico para provar a veracidade das suas simulações, que de acordo com os autores, as equações foram:

$$1) \Delta y_t = \alpha y_{t-1} + \varepsilon_t ; \quad (22)$$

$$2) \Delta y_t = \alpha_0 + \alpha y_{t-1} + \varepsilon_t ; \quad (23)$$

$$3) \Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 t + \varepsilon_t ; \quad (24)$$

De acordo com a simulação formulada pelos autores Dickey e Fuller (Op. Cit.), doravante denominado testes de Dickey e Fuller (DF), a nulidade da distribuição da regressão do teste t das estatísticas; ( $\tau$ ,  $\tau$ ,  $\tau$ ) e o teste F da regressão ( $\phi_1, \phi_2, \phi_3$ ). O modelo de nulidade é fornecido pelas tabelas de I-VI do artigo original (DICKEY E FULLER, 1981, p.1071).

O modelo satisfaz a equação  $y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + e$ , no qual  $y_t$  é fixado ( $e_1$ ) é sequência de uma variável aleatória normal com média zero e variância  $\sigma^2$  [ $e \sim NI(0, \sigma^2)$ ], onde  $\rho$  e  $\alpha$  são estimadores de máximo verossimilhança condicionado a  $y_t$ , que são estimadores do método dos mínimos quadrados ordinários.

Segundo Dickey e Fuller (1981, p.1064), as distribuições empíricas para as estatísticas de amostras finitas geraram os modelos  $y_1 = 0$  e  $y_t = y_{t-1} + e$ ,  $t = 2, 3, \dots, n$  para amostras de tamanhos  $n = 25, 50, 100, 250$  e  $500$ . Foram gerados e reaplicados três vezes de uma amostra de 50.000 números aleatórios para  $n = 2$  e duas vezes para  $n = 50, 100$  e  $250$  e uma vez para  $n = 500$ , criando uma distribuição com histograma simétrico.

Para cada um dos seis estimadores e para tamanho de amostras de 0,01; 0,025; 0,05; 0,10; 0,90; 0,95; 0,975 e 0,99 foram calculados uma distribuição com respectivos valores críticos. Enders (1995, p.223) sintetizou as principais estatísticas formuladas por Dickey e Fuller (1979) para os diferentes modelos de equação e diferentes testes de hipóteses, conforme tabela 06.

**Tabela 09** - Sumário dos testes de Dickey e Fuller.

Modelo	Hipóteses	Testes Estatísticos	Valores Críticos para Intervalos de Confiança 95% e 99%
$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \alpha_2 t + \varepsilon$	$\gamma = 0$	$\tau_\tau$	-3.45 e -4.04
	$\alpha_0 = 0$ dado $\gamma = 0$	$\tau_{\alpha\tau}$	3.11 e 3.78
	$\alpha_2 = 0$ dado $\gamma = 0$	$\tau_{\beta\tau}$	2.79 e 3.53
	$\gamma = \alpha_2 = 0$	$\phi_3$	6.49 e 8.73
	$\alpha_0 = \gamma = \alpha_2 = 0$	$\phi_2$	4.88 e 6.50
$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t$	$\gamma = 0$	$\tau_\mu$	-2.89 e -3.51
	$\alpha_0 = 0$ dado $\gamma = 0$	$\tau_{\alpha\mu}$	2.54 e 3.22
	$\alpha_0 = \gamma = 0$	$\phi_1$	4.71 e 6.70
$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t$	$\gamma = 0$	$\tau$	-1.95 e -2.60

Nota: valores críticos para um tamanho de amostras de 100.

Fonte: adaptado do artigo original de Dickey e Fuller por Enders (1995: p.223).

Os autores Dickey e Fuller (apud ENDERS, 1995) já haviam formulado as três diferentes equações citadas anteriormente na intenção de identificar a presença de raiz unitária.

A terceira equação de regressão é um modelo típico de caminho aleatório (*random walk*), a segunda com um intercepto e a primeira equação um termo *drift* ou tendência linear temporal.

Na terceira equação  $\Delta y_t = \alpha_1 y_{t-1} + \xi_t$ , onde  $\alpha = \gamma_1 - 1$ , testando  $\gamma_1 = 1$  é equivalente a testar  $\alpha = 0$ .

Comparar os testes  $\gamma = 0$  com as estatísticas (t) das tabelas apropriadas por Dickey e Fuller (apud ENDERS, 1995), permite ao pesquisador determinar se aceita ou não a

hipótese nula  $\gamma = 0$ . No teste de raiz unitária definida por Dickey e Fuller testa-se a hipótese  $H_0: \alpha = 0$ , aceitando-se a hipótese alternativa  $H_1: \alpha \neq 0$ .

No estudo formulado por Dickey e Fuller (apud ENDERS, 1995), os valores críticos de  $\gamma = 0$  dependem do tipo de regressão e do tamanho da amostra. Conforme tabela 06, para uma amostra com 100 observações, os valores críticos de estatística t são -1,61, -1,95 e -2,60 ao nível de 10, 5 e 1% de significância, respectivamente. Ao analisar o estudo de Dickey e Fuller (apud ENDERS, 1995), pode-se afirmar que, na maioria dos testes de hipóteses, para qualquer nível de significância especificado, os valores críticos da estatística t decrescem com o aumento do tamanho da amostra.

Para um processo autoregressivo com equações dinâmicas do tipo: Enders (1995, p.234), tem-se o que é denominado de teste de Dickey e Fuller Aumentado (ADF):

$$1) \Delta y_t = \alpha_1 y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \xi_t \quad (\text{com declividade inclusive parte dinâmica}) \quad (25)$$

$$2) \Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \xi_t \quad (\text{com interceptor inclusive declividade e parte dinâmica}) \quad (26)$$

$$3) \Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_{2t} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \xi_t \quad (\text{com interceptor inclusive declividade, defasagem e parte dinâmica}) \quad (27)$$

Tanto nas equações simples (DF) quanto nas equações dinâmicas ampliadas (ADF) um problema básico encontrado em estudos empíricos é a determinação de qual das três equações aceita, quando há resultados conflitantes. Isto é, o teste pode passar em uma delas e não se verificar em outras.

Dickey e Fuller formularam as mesmas estatísticas  $(\tau, \tau, \tau)$ , todas para testar a hipótese  $\alpha_i = 0$  e a estatística F denominada de  $(\phi_1, \phi_2 \text{ e } \phi_3)$  que testa a hipótese conjunta dos coeficientes das três equações respectivamente, como na tabela 06.

No caso da estatística F, para testar todos os parâmetros das três equações, as estatísticas  $\phi_1$ ,  $\phi_2$  e  $\phi_3$  são construídas de maneira análoga a tabela conhecida da análise de variância do teste F, a saber:

$$\phi_i = \left[ \frac{RSS(\text{restritivo}) - RSS(\text{não restritivo})/r}{RSS(\text{não restritivo})/(T-K)} \right] \quad (28)$$

onde:

RSS (restritivo) e RSS (não restritivo) são a soma dos quadrados dos resíduos originários dos modelos com e sem restrições; r = número de restrições; T = número de observações; K = número dos parâmetros estimados nos modelos não restritivos e (T-K) = grau de liberdade. Enders (1995, p.222);  $\phi_i$  = parâmetros estatísticos simulados por Dickey e Fuller (1995, p.235).

### 3.5 Testando as Raízes Unitárias

Dickey e Fuller (1979) elaboraram um procedimento para testar formalmente a presença de raiz unitária. O teste ampliado de Dickey e Fuller proporciona uma estatística estocástica apropriada para determinar se as séries contêm raiz unitária, ou seja, o estudo do comportamento da estacionariedade das séries temporais.

A generalização do teste ADF (aquele com queda mais tendência temporais) é baseada no seguinte modelo de equação:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \lambda y_{t-1} + \alpha_2 t + \sum_{i=2}^p \beta_i y_{t-i+1} + \xi_t \quad (29)$$

Esse modelo é estimado pelo método dos mínimos quadrados ordinários (OLS). Os testes de Dickey e Fuller e Phillips e Perron para raízes unitárias, assim como a estimativa dos coeficientes das variáveis de não-estacionariedade, não podem ser conduzidos pelo teste t e F das distribuições estatísticas tradicionais (t de student e qui-quadrado  $\chi_n^2$ ).

Dickey e Fuller (1981) simularam através de equações os valores críticos para identificar o comportamento e a estacionariedade das séries temporais, através dos testes de raízes unitárias. Considerando a equação do tipo  $y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t$  onde  $\varepsilon_t$  é um ruído branco, e  $|\rho| < 1$ ,  $y_t$  é estacionária. Se  $\rho = 1$ ,  $y_t$  é não estacionária, ou seja,  $y_t$  é um passeio aleatório. O teste de raízes unitárias para equação em análise consiste em testar  $H_0: \rho = 1$ , contra a alternativa,  $H_a: \rho < 1$ .

Dickey e Fuller (1979) simularam diversos tipos de equações para testar raízes unitárias com distribuição  $\rho = 1$ , surgindo, portanto, os testes de raízes unitárias. Testar  $H_0: \rho = 1$ , equivale a testar  $H_0: \gamma = 0$ , que é a forma freqüentemente admitida nos testes de raízes unitárias, as hipóteses das séries constantes  $\alpha$  e a tendência linear  $\beta t$  são testados individualmente por ( $H_0: \alpha = 0$ , e  $H_0: \beta = 0$ ) e para os testes conjuntos utiliza-se das hipóteses  $H_0: (\alpha, \beta, \gamma) = (0, 0, 0)$ . Os testes tradicionais das distribuições t (t de *student* e F de qui-quadrado  $\chi_n^2$ ) não são apropriados para identificar o comportamento das estacionariedades das séries econômicas e financeiras.

Por isso, é necessário utilizar as equações e os testes de raízes unitárias simulados por Dickey e Fuller que estão sumariados na tabela 10.

**Tabela 10 -Equações e testes para raízes unitárias simuladas por Dickey-Fuller (1979,1981)**

Modelos Estimados	$H_0$	Estatística do Teste	Regra de Decisão
$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \gamma y_{t-1} + \varepsilon$ ou $\Delta y_t = \alpha + \beta t + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta y_{t-1} + \varepsilon$	$\gamma = 0$ $(\alpha, \beta, \gamma) = (0, 0, 0)$ $(\alpha, \beta, \gamma) = (\alpha, 0, 0)$	$\tau_\tau = \text{estatística } t \text{ de } \gamma$ $\Phi_2 = \frac{SQR(6) - SQR(4)}{3 SQR(4) / n}$ $\Phi_3 = \frac{SQR(5) - SQR(4)}{2 SQR(4) / n}$	$\tau_\tau > \text{valor crítico} \Rightarrow H_0 \text{ não é rejeitada}$ $\bullet_2 < \text{valor crítico} \Rightarrow H_0 \text{ não é rejeitada}$ $\bullet_3 < \text{valor crítico} \Rightarrow H_0 \text{ não é rejeitada}$
$\Delta y_t = \alpha + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t$ ou $\Delta y_t = \alpha + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t$	$\gamma = 0$ $(\alpha, \gamma) = (0, 0)$	$\tau_\mu = \text{estatística } t \text{ de } \gamma$ $\Phi_1 = \frac{SQR(6) - SQR(5)}{2 SQR(5) / n}$	$\tau_\mu > \text{valor crítico} \Rightarrow H_0 \text{ não é rejeitada}$ $\bullet_1 < \text{valor crítico} \Rightarrow H_0 \text{ não é rejeitada}$
$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t$ ou $\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t$	$\gamma = 0$	$\tau = \text{estatística } t \text{ de } \gamma$	$\tau > \text{valor crítico} \Rightarrow H_0 \text{ não é rejeitada}$

**Fonte:** Adaptado de VASCONCELLOS, Marco Antonio Sandoval; Alves, Denisard.

A tabela 10 descreve detalhadamente as equações e os testes de hipóteses originados dos resultados das raízes unitárias, simulados por Dickey e Fuller, que serão aplicados para estimar o comportamento e a estacionariedade das séries das taxas de juros e dos índices de preços das Bolsas de Valores da América Latina, dos Estados Unidos, do Japão e do Inglaterra, um dos objetivos da presente tese.

### **3.6 Testando Phillips-Perron**

Phillips e Perron (1988) elaboraram um método que generalizou o procedimento dos testes de raízes unitárias desenvolvido por Dickey e Fuller (1981), demonstrando como é possível incorporar uma quebra de estrutura no comportamento das séries econômicas e financeiras.

Eles aprimoraram o estudo do comportamento das séries temporais, ao identificar que os testes de raízes unitárias desenvolvidas por Dickey e Fuller (1979) não foram capazes de estimar acuradamente a quebra de estrutura ocorrida frequentemente com os fenômenos econômicos e financeiros.

Phillips e Perron (1998) propuseram testes de raízes unitárias que contemplassem os problemas de heteroscedasticidade e dependências seriais no comportamento das séries temporais, criando uma variante dos testes originais de Dickey e Fuller que corrigissem os vieses de tais problemas econométricos.

Nesta tese, é aplicada a metodologia de Phillips e Perron para captar quebra de estrutura nas séries os índices de preços das Bolsas de Valores dos países da América Latina, os países desenvolvidos, objetivando identificar os co-movimentos dos preços do mercado acionário internacional, quando da ocorrência, por exemplo, de crises financeiras do tipo: México (1994), Asiática (1997), Rússia (1998), Brasil (1999), que se transmitem entre os mercados de capitais latino-americanos.

Para captar o efeito contágio entre os índices dos preços das Bolsas de Valores dos principais países que compõem a América Latina e, entre estes e os Estados Unidos da América, Japão e Inglaterra, foi estudado o período de janeiro de 1985 a abril de 2001, subdividindo-se em subperíodos (janeiro de 1985 a novembro de 1994 e dezembro de 1994 a abril de 2001) respectivamente, podendo pesquisar profundamente o comportamento das séries dos índices de preços das bolsas acima citadas.

Ao utilizar o teste de Dickey e Fuller em  $x_t$  e  $y_t$  dos índices das bolsas de valores, em pelo menos em dois países diferentes, não se encontrando a estacionariedade, deve-se proceder a um novo teste com a primeira diferença  $\Delta x_t$  e  $\Delta y_t$  na busca de comportamentos estacionários. Esse procedimento segue até que uma próxima diferença se mostre estacionária. Se o encontro da estacionariedade foi em  $\Delta x_t$  e  $\Delta y_t$ , ou em  $\Delta\Delta x_t$  e  $\Delta\Delta y_t$ , torna-se exequível a aplicação do teste para verificar que  $x_t$  e  $y_t$  são co-integrados, um dos métodos econométricos descrito na presente tese.

### **3.7 Método de Raiz Unitária de Phillips e Perron**

Phillips e Perron (1988) desenvolveu um método econométrico que estima a quebra de estrutura no comportamento das variáveis macroeconômicas.

A regressão estimada é a generalização do teste de raízes unitárias de Dickey e Fuller (1979). A distribuição estatística elaborada por Phillips e Perron (Op. Cit) considera que o verdadeiro processo aleatório da equação parte da hipótese nula sobre a qual a distribuição é estimada e que o erro estocástico  $\mu_t$  tem média 0, porém tem uma distribuição heteroscedástica e com correlação serial, ou seja, a variância estimada não é constante.

A equação estimada utiliza-se das observações  $t = 1, 2, \dots, T$  e com a seguinte condição  $t=0$ .

O método de Phillips e Perron (1988) para corrigir os ajuste dos parâmetros estatísticos obtidos pelos testes de Dickey e Fuller, elaborou a estatística do teste  $Z(t)$  para a estimativa do parâmetro  $\rho$  a qual tem o seguinte desenvolvimento apresentado abaixo, conforme Hamilton (1994, p.514):

$$\lim_{T \rightarrow \infty} T^{-1} \sum_{t=1}^T E(u_t^2) = y_0 \quad (30)$$

$$\lim_{T \rightarrow \infty} T^{-1} E(u_1 + u_2 + \dots + u_r)^2 = \lambda^2.$$

$Z_\rho$  é a seguinte distribuição estatística:

$$Z_\rho \equiv T(\hat{\rho} - 1) - (1/2)\{T^2 \cdot \hat{\sigma}_{\hat{\rho}}^2 \div s_T^2\}(\hat{\lambda}_T - \hat{\gamma}_{0,T}), \quad (31)$$

onde:

$$\hat{\gamma}_{j,T} = T^{-1} \sum_{t=j+1}^T \hat{u}_t \hat{u}_{t-j} \quad (32)$$

$\hat{u}$  = regressão estimada dos resíduos da amostra pelo método dos mínimos quadrados (OLS)

$$\hat{\lambda}_T^2 = \hat{\gamma}_{0,T} + 2 \cdot \sum_{j=1}^q [1 - j/(q+1)] \hat{\gamma}_{j,T} \quad (33)$$

$$s_T^2 = (T - k)^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{u}_t^2 \quad (34)$$

k = números de parâmetros na regressão estimada

$\hat{\sigma}_{\hat{\rho}}^2$  = erro padrão de  $\hat{\rho}$  (OLS)

$Z_t$  é o seguinte dado estatístico:

$$Z_t \equiv (\hat{\gamma}_{0,T} / \hat{\lambda}_T^2)^{1/2} \cdot (\hat{\rho} - 1) \hat{\sigma}_{\hat{\rho}}^2 - (1/2)(\hat{\lambda}_T^2 - \hat{\gamma}_{0,T})(1/\hat{\lambda}_T)\{T \cdot \hat{\sigma}_{\hat{\rho}}^2 \div s_T^2\}. \quad (35)$$

Perron (1989), objetivando identificar uma quebra de estrutura nos testes de raízes unitárias desenvolvidos por Dickey e Fuller, elaborou um teste não paramétrico que captasse o problema. Ele estima um modelo com variável dummy que capta o fenômeno, sendo (D = 1) para ocorrência do fenômeno e (D = 0) para o comportamento normal das séries temporais. Perron permite as hipóteses nulas e a alternativa que são:

$$H_1 : y_t = \alpha_0 + y_{t-1} + \mu_1 D_p + \xi_t \quad (36)$$

$$H_2 : y_t = \alpha_0 + \alpha_2 t + \mu_2 D_L + \xi_t \quad (37)$$



onde:

$D_p$  representa um pulso da variável dummy tal que  $D_p = 1$  se  $t = r+1$  e zero para os demais, e  $D_1$  representa um nível dummy tal que  $D_1=1$  se  $t > 1$  e zero para os demais.

Calcula-se o t estatístico para hipótese nula  $\alpha_1 = 1$ , o qual pode ser comparado aos valores críticos calculados por Perron. Se encontrar o teste t estatístico menor do que o valor crítico calculado por Perron, não é possível rejeitar a hipótese nula de raiz unitária o impulso da *dummy* deveria ser incluído para a nossa análise de co-integração. (ENDERS, 1995, p.246).

A técnica de Perron é usada para determinar se as séries observadas são melhores modeladas por (25) e (26) e com sua implementação direta. Simplesmente estima-se a equação:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 t + \mu_2 D_L + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta y_{t-1} + e \quad (38)$$

### **3.8 Os Métodos Econométricos de Séries Econômicas e Financeiras: Os Procedimentos de Engle e Granger de Co-Integração**

Ao se estimar uma regressão de uma variável aleatória correlacionando com outra de comportamento semelhante, pode-se obter um resultado espúrio, afirmando que existe relação entre as variáveis, quando na verdade tal correlação é espúria, por isso, é necessário testar a aleatoriedade das variáveis. Caso o teste falhe, ao rejeitar a hipótese de aleatoriedade dos dados, é preciso efetuar a primeira diferença das séries econômicas em análise, antes de ajustar a função, pois é muito comum que séries pareçam seguir um caminho aleatório sem de fato observar tal comportamento.

Na maioria dos casos, duas variáveis econômicas seguem uma tendência determinista. Esse comportamento pode seguir padrões assemelhados ou de ascensão ou de queda. Contudo, a combinação linear entre as duas séries poderá ser bem definida.

Suponha que duas variáveis  $x_t$  e  $y_t$  sejam investigadas para testar sua estacionariedade, utilizando-se dos testes discutidos no presente capítulo. Suponha, agora, que cada variável

investigada seja integrada de ordem 1 (um), isto implica que elas são estacionárias em suas primeiras diferenças. Suponha, ainda, que a sua combinação linear seja representada por  $z_t = x_t - \lambda y_t$ , a qual seja estacionária. Diz-se que  $x_t$  e  $y_t$  são co-integrados e  $\lambda$  é parâmetro de co-integração, sendo  $z_t$  o resíduo, derivado da estimativa de  $\lambda$  ao aplicar a regressão pelos métodos dos mínimos quadrados ordinários (OLS).

Suponha que os índices das bolsas de valores dos países  $x_t$  e  $y_t$  são co-integrados, então se espera que essas duas variáveis macroeconômicas se movimentem conjuntamente no longo prazo, de modo que a combinação linear das duas variáveis deveria ser estacionária.

Para se obter a regressão de co-integração, simplesmente elabora-se a regressão  $x_t = \alpha + \beta y_t + \xi_t$ , pelos métodos dos mínimos quadrados ordinários, e daí, testamos se o  $\xi_t$  (erro) da regressão é estacionário. Note que a equação simplesmente é a de longo prazo, ou seja, não apresenta nenhum componente defasado.

Pindyck e Rubinfeld (1991, p.466) descreveram detalhadamente o conceito de co-integração ao definirem,  $x_t$  e  $y_t$  como vetores de variáveis, e  $\lambda$  um vetor do parâmetro, denominado de vetor de co-integração. De maneira geral, se  $x_t$  e  $y_t$  são homogêneos de ordem ( $d_t$ ) não estacionária (integrada de ordem  $d$ ), e  $z = x_t - \lambda y_t$  de ordem  $b_t$  homogêneas não estacionárias, com  $b < d$ , dizemos que  $x_t$  e  $y_t$  são co-integrados de ordem  $d$ . Generalizando, portanto, o conceito de co-integração.

As variáveis econômicas, como os índices de preços das bolsas de valores, seguem uma tendência de aleatoriedade, após sofrerem um impacto significativo nos seus comportamentos, por isso, é necessário analisar essa trajetória ao diagnosticar se as séries temporais apresentam resultados que possam expressar uma tendência determinística. Caso ocorra comportamento não previsível das séries temporais, faz-se necessário efetuar tratamentos estatísticos para melhor compreender a sua trajetória. Efetua-se a primeira diferença e verifica-se se as variáveis são estacionárias ou não, aplicam-se, portanto, os testes de raízes unitárias de Dickey e Fuller (1981) e de Phillips e Perron (1988), os quais induzirão a um melhor diagnóstico no seu comportamento.

### 3.9 Os Métodos Econométricos: Co-Integração e Modelos de Correção de Erros de Engle e Granger

O objetivo do presente tópico é descrever os métodos de co-integração desenvolvidos por Engle e Granger (1987) e modelos de correção do erro para co-integração, método econométrico ilustrativo que será estudado como abordagem de aplicação assemelhada na identificação da co-integração de algumas variáveis econômicas no campo da modelagem em finanças.

O exemplo macroeconômico formulado por Enders (1995, p.356) auxilia na compreensão do modelo simulado, como *approach*, que será discutido no campo da teoria moderna de finanças.

Seja

$$m_t = \beta_0 + \beta_1 p_t + \beta_2 y_t + \beta_3 r_t + \xi_t \quad (39)$$

onde:

$m_t$  = a demanda monetária a longo prazo

$p_t$  = índice de preços

$y_t$  = renda real

$r_t$  = taxa de juros

$\xi_t$  = erros estocásticos

$\beta_t$  = parâmetros a serem determinados

$t$  significa tempo,  $i$  significa quantidade de estimadores.

Todas as variáveis, com exceção de taxa de juros, são expressas em logaritmos. Espera-se que o comportamento dessas variáveis seja co-integrado, e que os parâmetros  $\beta_1 = 1$ ,  $\beta_2 > 0$ ,  $\beta_3 < 0$ , isto é, que a demanda por moeda seja influenciada positivamente pelo nível de renda e negativamente pelas taxas de juros, mantendo constante o nível de preços. Buscando a combinação linear da equação acima, tem-se:

$$\xi_t = m_t - \beta_0 + \beta_1 p_t - \beta_2 y_t - \beta_3 r_t \quad (40)$$

Segue que  $(\xi_t)$  a combinação linear das variáveis co-integradas dada pelo lado direito deve ser estacionária. Enders (1995, p.358) ilustra o conceito de co-integração desenvolvido por Engle e Granger (1987) de maneira clara e concisa.

1º passo: verificar ordem de integração. Se as variáveis são da mesma ordem, exigência para que elas sejam co-integradas. Caso contrário, se as variáveis são integradas de ordem diferentes, não haverá possibilidade de serem co-integradas.

2º passo: estimar a relação de equilíbrio no longo prazo das duas variáveis, ao se ajustar a regressão, e selecionar os parâmetros  $\beta_0$  e  $\beta_1$  que minimizam a soma dos resíduos na regressão:  $y_t = \beta_0 + \beta_1 z_t + e_t$ .

3º passo: considerar a autocorrelação desses resíduos através dos resíduos da equação anterior, se as variáveis são realmente co-integradas. Ou seja:

$$\Delta \hat{e}_t = \alpha_1 \hat{e}_{t-1} + \varepsilon \quad (41)$$

Desde que  $\hat{e}_t$  sejam sequencialmente defasados na equação de regressão acima, o parâmetro  $\alpha_1$  será significativo estatisticamente. Não se pode, então, rejeitar a hipótese nula  $\alpha_1 = 0$ , então conclui-se que a série dos resíduos contém raiz unitária.

4º passo: co-integrar as séries, sendo  $\varepsilon$  definitivamente ruído branco, ou seja, estacionárias, elas poderão ser incorporadas de volta à equação de previsão para o devido ajustamento. Esse mecanismo é denominado de modelo de correção de erro.

### **3.10 O Método Econométrico de Co-Integração pelos Procedimentos de Johansen**

Partindo-se da análise multivariada proposta por Johansen (1988), pode-se melhor identificar o comportamento das variáveis pesquisadas no mercado de capitais em qualquer país. Considerando o modelo de regressão completo do tipo:

$$Y_t = \beta X_t + \xi_t \quad (42)$$

Na qual se supõe que  $\xi_t$  é definido como um componente aleatório e estacionário, ou seja, ruído branco, com média zero e variância constante. Assim, pode-se definir o grau de integração das variáveis  $Y$  e  $X$  do modelo a ser co-integrado. Duas séries são integradas de ordem 1, quando a suposição anterior for quebrada e a combinação linear, originária da primeira diferença dessas séries, for estacionária.

O modelo matricial elaborado por Johansen (1988) partiu do método de correlação canônica, que para efeito didático, está descrito de maneira sucinta por Green (1997:,p.858) a seguir:

A equação formulada do VAR (Vetores Auto Regressivos) é:

$$Y_t = \pi_1 Y_{t-1} + \pi_2 Y_{t-2} + \dots + \pi_p Y_{t-p} + \xi_{t-p} \quad (43)$$

A ordem do modelo  $p$  pode ser definida antecipadamente, utilizando os métodos AKAIKE ou Baysiano (SBS), e considerando a equação sob a forma de vetor, a qual denominando-se de  $z_t$  de vetor  $M$  ( $p-1$ ) variáveis.

$$z_t = \Delta Y_{t-1}, \Delta Y_{t-2} \dots \Delta Y_{t-p+1} \quad (44)$$

Que  $z$  contem defasagens de 1 até  $p-1$ , da primeira diferença de todas as variáveis. No caso de  $T$  observações disponíveis, obtém-se  $T \times M$  matrizes pelos quadrados dos resíduos.

Assim:

$D$  = estimativas dos resíduos da regressão de  $\Delta y_t$  sobre  $z_t$ ,

$E$  = estimativas dos resíduos da regressão de  $y_{t-p}$  sobre  $z_t$ .

Em seguida, encontra-se a correlação canônica de uma função quadrática entre as colunas  $D$  e  $E$ . Assim, define-se  $d_i^*$  como a combinação linear da coluna  $D$  e de maneira semelhante  $E$ , de  $e_i^*$ , obtendo-se, portanto, duas combinações lineares que maximizam a correlação entre elas. Assim, considerando duas combinações quaisquer em  $i$ , definidas como primeira variante canônica ( $e_1, d_1$ ), que é a primeira correlação canônica, segunda variante canônica ( $e_2, d_2$ ), que é conhecida como a segunda correlação canônica, e assim sucessivamente, simultaneamente, maximizam a correlação, que está sujeita a restrição de cada par ortogonal com relação ao par ( $d_i$  e  $e_i$ ) previamente estimado, identificando,

portanto, todos pares das variáveis M. Isto posto, pode-se afirmar que as correlações canônicas quadráticas são simplesmente as raízes características da matriz  $R^*$  (GREEN, 1997, p.858), expressa sobre a forma:

$$R^* = R_{DD}^{-1/2} . R_{DE} R_{EE}^{-1} R_{ED} R_{DD}^{-1/2} \quad (45)$$

Na qual,  $R_{ij}$  é a matriz de correlação (cruzada) entre as variáveis do conjunto i e do conjunto j, para i, j = D, E. O autor propõe que, para se estimar as hipóteses nulas de que existe r ou alguns vetores de co-integração, são necessários aplicar o teste estatístico traço definido por Johansen (1990), do tipo:

$$TESTE DE TRAÇO = -T \sum_{i=n+1}^M \ln[1 - (r_i^*)^2] \quad (46)$$

Onde T é igual ao número de observações, M ao número de variáveis,  $(r_i^*)$  raiz característica da correlação canônica quadrática e ln é o logaritmo natural da equação.

Ainda, utiliza-se da distribuição estatística qui-quadrada  $\chi^2$  de com M-r graus de liberdade para se testar as correlações originadas dos distúrbios observados e estimadas. Os testes traço e do *eigenvalor*, que auxiliam na identificação dos vetores co-integrados, foram simulados por Johansen e Juselius (1990) em tabelas apropriadas para testar o seu método econométrico de co-integração de análise multivariada.

## **CAPÍTULO 4 – METODOLOGIA**

---

### **4.1 Fundamentos Teóricos**

Objetivando efetuar um modelo de previsão que auxilie os investidores estrangeiros a selecionar índices de bolsas de valores como potencial para diversificação de risco como investimentos em diferentes mercados da América Latina, são utilizados os métodos econométricos nas séries temporais que analisem o comportamento desses ativos. Busca-se estimar o risco (volatilidade), a co-integração dentre os países da América Latina e entre estes e os países desenvolvidos.

O estudo está fundamentado ao analisar a moderna teoria de finanças a partir de Markowitz (1952); Sharpe (1964); Fama (1970) e também com a aplicação dos métodos econométricos de séries temporais a serem utilizados na pesquisa que são: os testes de raízes unitárias de Dickey e Fuller e de Phillips e Perron para estimar a estacionariedade dos dados, a análise de correlação e causalidade de Granger para identificar a segmentação e integração do mercado acionário latino-americano, os testes de co-integração de Johansen para identificar o equilíbrio de longo prazo entre o mercado acionário na região, e o modelo de correção de erro e de previsão para estimar os potenciais ganhos com a diversificação de ativos no mercado da América Latina.

### **4.2 Métodos de Análise Adotados**

Especificamente, os métodos estatísticos de Johansen de co-integração e de raízes unitárias de Phillips e Perron (1988) são objeto de aplicação a fim de detectar os problemas de movimentos conjuntos e a co-integração dos índices de preços das bolsas de valores da América Latina, dos Estados Unidos, do Japão e da Inglaterra quando da ocorrência de crises, como por exemplo, México (1994), Países Asiáticos (1997), Rússia (1998), Brasil (1999). Essas são crises que se propagam através de co-movimentos dos preços dos ativos entre os países e dentre as bolsas de valores dos países a serem pesquisados.

Para identificar a segmentação e integração dos mercados de capitais, o equilíbrio de longo prazo entre os índices dos preços das bolsas de valores dos países da América

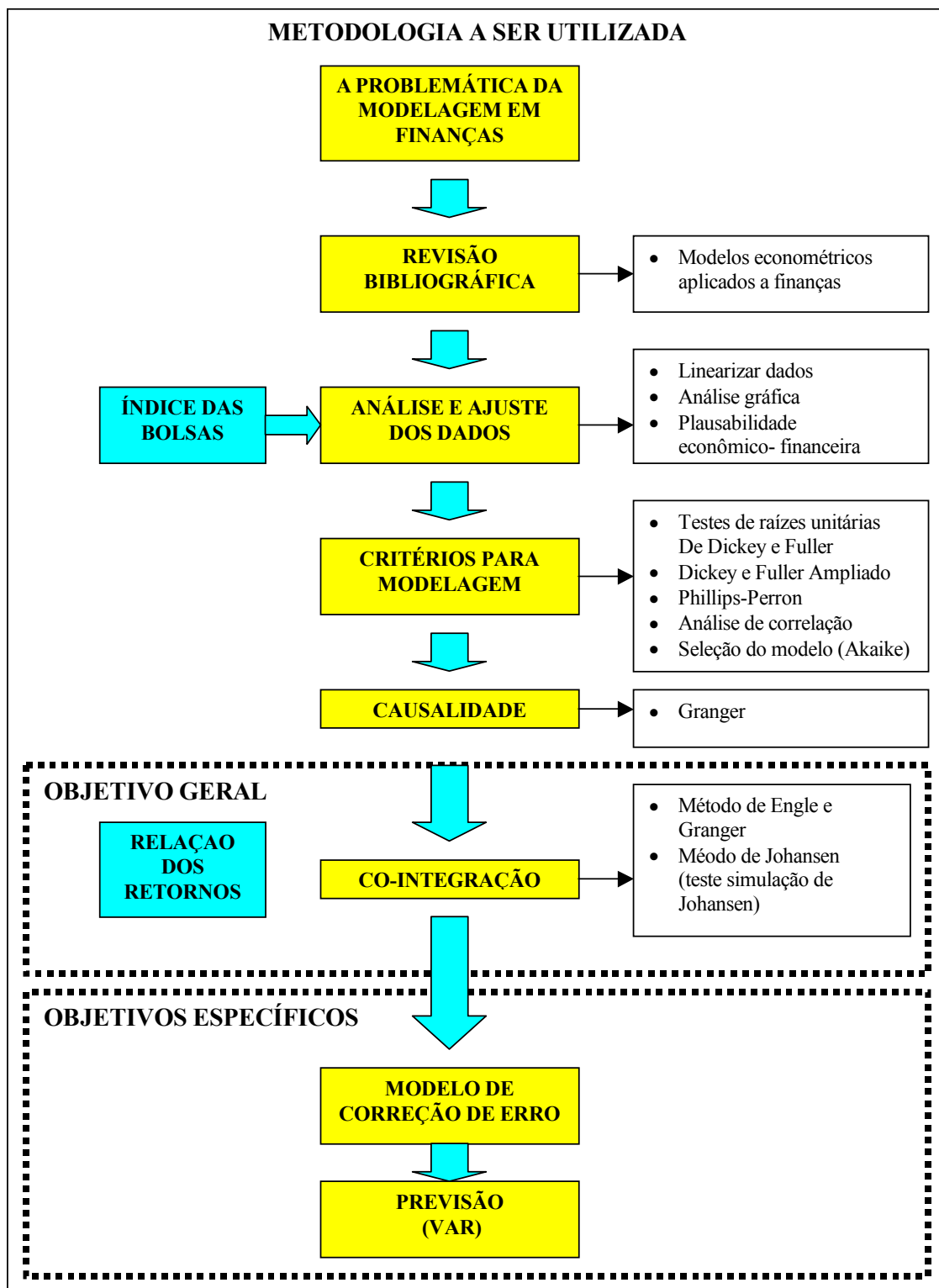
Latina, nos países desenvolvidos são aplicados os modelos econométricos que analisem a estacionariedade dos dados, a causalidade, a matriz de correlação, a análise de co-integração, modelo de correção de erro e modelo de previsão para os mercados de capitais latino-americanos.

A análise das séries temporais dos índices dos preços das bolsas de valores dos países mencionados processa-se com a utilização de análises gráficas das séries temporais, em nível e diferenciadas. Os testes mais formais ficam por conta dos testes de raízes unitárias de Dickey e Fuller (1981) e de Phillips e Perron (1988).

Neste item são aplicados os processos de estacionariedade dos testes de Dickey e Fuller (1979) e Dickey e Fuller aumentado (1981) a tendência e diferença de uma série para identificar o comportamento dos índices dos preços das bolsas de valores da América Latina e os países desenvolvidos.

A metodologia adotada na presente pesquisa pode ser apresentada de maneira clara e sucinta conforme descrito na figura 03 .





**Figura 03** – Metodologia do trabalho de tese.

A primeira parte mostra a problemática em que está inserido o estudo. A análise é o ajuste dos dados, que informa inicialmente como se comporta as séries e se elas precisam de alguma transformação (o que dará alguma idéia de estacionariedade). O terceiro passo é o critério para modelagem. Nesse item, é feita a análise de correlação para identificar o grau de integração dos mercados de capitais. Testes formais para raiz unitária são aplicados e a definição da defasagem para os testes, bem como para o modelo geral, segue o critério Akaike.

A análise de correlação é definida para uma primeira idéia de movimentos conjuntos dos índices de preços. Na quarta etapa o teste de causalidade de Granger é utilizado para definir quem influencia quem, ou seja, a direção de relação de causalidade. A quinta etapa trata do objetivo geral da pesquisa, que é à busca de co-integração pelos métodos de Johansen (1988). Por fim, a sexta e a sétima etapas tratam do objetivo específico do trabalho, que é a aplicação do modelo de correção de erro para previsão do comportamento dos índices de preços das bolsas de valores dos países envolvidos na pesquisa, visando identificar os ganhos potenciais da diversificação de investimentos no mercado de capitais latino-americano.

Para estimar os parâmetros das equações, bem como para realizar todos os testes específicos para a conclusão deste trabalho, são utilizados dois pacotes econométricos e estatísticos: o *E-views* e o *PcGive 8.0*.

A seguir são analisados metodologicamente os modelos econométricos aplicados nesta pesquisa.

#### **4.3 Teste de Causalidade de Granger**

Objetivando identificar a causalidade de Granger, suponha-se que os índices de preços das Bolsas de Valores do Estado de São Paulo e Nova York sejam séries não estacionárias expressas os seus valores em logaritmos, podendo assim, estimar os seus modelos não restritivos da seguinte maneira:

$$\ln Ibovespa_t = f(\ln Ibovespa_t, \dots, \ln Ibovespa_{t-4}, \ln US_t, \dots, \ln US_{t-4} + e_t) \quad (47)$$

$$\ln Ibovespa_t = f(\ln Ibovespa_t, \dots, \ln Ibovespa_{t-4} + e_t) \quad (48)$$

$$\ln US_t = f(\ln US_t, \dots, \ln US_{t-4}, \ln Ibovespa_t, \dots, \ln Ibovespa_{t-4} + e_t) \quad (49)$$

onde:

$\ln Ibovespa_t$  é definido como logaritmo dos índices dos preços da Bolsa de Valores do Estado de São Paulo

$\ln US_t$  é definido como logaritmo dos índices de preços da Bolsa de Valores de Nova York.

O teste de causalidade de Granger é baseado no fato de que o futuro não pode afetar o passado. O teste é efetuado com os valores significativos das variáveis  $x_t$  que explica  $y_t$ . A causalidade existe se a função  $x_{t-m}$ , for positiva. O teste de causalidade de Granger é estimado pela função F qui-quadrado ( $\chi^2_n$ ) com n g.l.

O teste de causalidade de Granger inclui e exclui as variáveis defasadas. No caso da regressão não restritiva que se arbitra as defasagens das variáveis dependente e independente, assim como, a soma dos quadrados dos resíduos da equação não restritiva, que pode ser expressa pela função:

$$y_t = f(Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_{t-m}, X_{t-1}, X_{t-2}, \dots, X_{t-m}) \quad (50)$$

Ao omitir todos os termos da função  $X_{t-m}$  da relação, obtém-se a regressão restritiva com a soma dos quadrados dos resíduos (ESSr) de maneira que a equação fica como conforme notação abaixo:

$$Y_t = f(Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_{t-m}) \quad (51)$$

Para estimar o teste F é necessário efetuar os seguintes passos:

- 1) Hipótese nula  $X \rightarrow Y$  (X não tem causalidade de Granger em Y)
- 2) Hipótese alternativa  $X \rightarrow Y$  (X exerce causalidade de Granger em Y)

$$F_{r,n-m-k} = \frac{(ESSr - ESSu) / r}{ESSu / (n - m - k)} \quad (52)$$

onde:

- n = Número total das observações
- m = Número de defasagens das variáveis dependente e independente, de maneira que se perde o número de grau de liberdade com as variáveis defasadas.
- r = Número dos termos restritivos ao se calcular a soma dos quadrados dos resíduos ESSr.
- k = Número dos coeficientes do modelo não restritivo
- n-m-k = Graus de liberdade do modelo não restritivo

Rejeita-se a hipótese nula e aceita-se a alternativa quando o F calculado exceder aos F tabulados, em níveis de significância escolhidos, caso contrário rejeita-se a hipótese nula.

#### 4.4 Análise de Correlação

Objetivando identificar a interdependência da estrutura do mercado acionário na América Latina e o grau de segmentação e integração dos mercados de capitais entre esses países e os Estados Unidos, Japão, Inglaterra, estima-se uma matriz de correlação que fornecem os diferentes níveis de gradações que se encontram esses países.

Para a análise de correlação estima-se para um período que cobre os dados de janeiro de 1985 a abril de 2001, subdividindo-se em subperíodos (janeiro de 1985 a novembro de 1994 e dezembro de 1994 a abril de 2001), respectivamente. Essa análise indica em pares ordenados os níveis de integração entre os índices das bolsas de valores dos países (Brasil, Estados Unidos, Japão, Argentina, Chile, México, Inglaterra e Venezuela).

Espera-se que o resultado da pesquisa indique para os períodos analisados, o grau de interdependência entre os índices das bolsas desses países, que refletirão o co-movimento dos índices dos preços das bolsas de valores, onde seja captado o efeito contágio que se propagam entre os mercados acionários desses países latino-americanos.

O quadro 01, com a respectiva notação, demonstra os índices de preços das bolsas de valores dos países da América Latina e dos países desenvolvidos, bem como, os coeficientes de correlações em pares ordenados desses respectivos países.

	$X_1$	$X_2$		$X_{\mathfrak{R}}$
$X_1$	${}^r x_1 x_1$	${}^r x_1 x_2$	.....	${}^r x_1 x_{\mathfrak{R}}$
$X_2$	${}^r x_1 x_2$	${}^r x_2 x_2$	.....	${}^r x_2 x_{\mathfrak{R}}$
•	•	•	.	•
•	•	•	.	•
•	•	•	.	•
$X_{\mathfrak{R}}$	${}^r x_1 x_{\mathfrak{R}}$	${}^r x_2 x_{\mathfrak{R}}$	.....	${}^r x_{\mathfrak{R}} x_{\mathfrak{R}}$

**Quadro 01** - Matriz de Correlação

onde,

$X_1$  representa o ln Ibovespa é definido como logaritmo dos índices dos preços da Bolsa de Valores do Estado de São Paulo.

$X_2$  representa o ln Dow Jones é definido como logaritmo dos índices de preços da Bolsa de Valores dos Estados Unidos.

$X_3$  representa o ln Nikkey é definido como logaritmo dos índices de preços da Bolsa de Valores do Japão.

$X_4$  representa o ln Merval é definido como logaritmo dos índices de preços da Bolsa de Valores da Argentina.

$X_5$  representa o ln General é definido como logaritmo dos índices de preços da Bolsa de Valores do Chile.

$X_6$  representa o ln Inmex é definido como logaritmo dos índices de preços da Bolsa de Valores do México.

$X_7$  representa o ln Londres é definido como logaritmo dos índices de preços da Bolsa de Valores da Inglaterra.

$X_8$  representa o ln BBO Index é definido como logaritmo dos índices de preços da Bolsa de Valores da Venezuela.

### **Os coeficientes de correlações:**

$r_{x_1x_2}$  é o grau de correlação entre os índices de preços das bolsas de valores do Estado de São Paulo (Ibovespa) e da bolsa de valores dos Estados Unidos (Dow Jones);

$r_{x_1x_3}$  é o grau de correlação entre os índices de preços das bolsas de valores do Estado de São Paulo (Ibovespa) e da bolsa de valores do Japão (Nikkei);

$r_{x_1x_4}$  é o grau de correlação entre os índices de preços das bolsas de valores do Estado de São Paulo (Ibovespa) e da bolsa de valores da Argentina (Merval);

$r_{x_1x_5}$  é o grau de correlação entre os índices de preços das bolsas de valores do Estado de São Paulo (Ibovespa) e da bolsa de valores do Chile (General);

$r_{x_1x_6}$  é o grau de correlação entre os índices de preços das bolsas de valores do Estado de São Paulo (Ibovespa) e da bolsa de valores do México (Inmex);

$r_{x_1x_7}$  é o grau de correlação entre os índices de preços das bolsas de valores do Estado de São Paulo (Ibovespa) e da bolsa de valores da Inglaterra (Londres);

$r_{x_1x_8}$  é o grau de correlação entre os índices de preços das bolsas de valores do Estado de São Paulo (Ibovespa) e da bolsa de valores da Venezuela (BBO Index);

#### **4.5 Análise de Co-Integração**

Especificamente, quando as séries em estudo são não estacionárias e são estudadas conjuntamente, pode-se levá-las a possuir um novo problema, o da co-integração. Sendo assim, duas ferramentas foram construídas por Engle e Granger (1987) e Johansen (1990) para identificar tal tipo de problema. Essas ferramentas proporcionam também aos pesquisadores da área de finanças, a possibilidade de aferir acuradamente a co-integração e o equilíbrio de longo prazo dos índices das bolsas de valores entre os países.

Aplica-se a metodologia de Johansen para co-integração de séries multivariadas, o teste de Phillips e Perron e o modelo de correção de erros para previsão, generalizando o trabalho previamente proposto. Após essa etapa, é desenvolvida uma metodologia conjunta que identifique a volatilidade e a co-integração dos índices dos preços das bolsas de valores dos países da América Latina e entre esses, com os Estados Unidos, a Inglaterra e o Japão, visando estimar uma equação de previsão que auxilie aos investidores internacionais a potenciais ganhos com a diversificação de risco no mercado de capitais da região.

A co-integração pode ser interpretada como uma especificação dos modelos que inclui os co-movimentos das variáveis relativas de cada uma ao longo prazo, tais relações multivariadas registram-se entre os índices de preços das ações no mercado regional.

#### **4.6 Co-Integração e Modelos de Correção de Erros de Engle e Granger**

Os métodos de co-integração e modelos de correção do erro desenvolvidos por Engle e Granger serviram de fundamentos para o entendimento da metodologia desenvolvida por Johansen. Quando aplicados em pares ordenados para identificar a co-integração das bolsas de valores dos países latino-americanos, com os países desenvolvidos, fornecem subsídios para previsão de potencial ganho na diversificação de risco em portfolio na região.

Nesta metodologia, o modelo econométrico desenvolvido por Johansen identifica claramente quais os países em pares que estão co-integrados, possibilitando uma melhor análise do grau de interdependência entre esses países e captando o efeito contágio que foi transmitido através dos índices dos preços das bolsas de valores do mercado acionário. O

preço das bolsas de valores facilita uma previsão mais apurada por se tratar de uma combinação linear de dois países.

Ao estimar a co-integração entre os índices dos preços das bolsas de valores dos Estados Unidos (Dow Jones) e do Brasil (Ibovespa), pode-se, por exemplo, captar o efeito da elevação nos índices da bolsa Dow Jones dos Estados Unidos que provocam oscilações na bolsa de valores brasileira, assim como, a transmissão dessa informação através do efeito contágio nas demais bolsas do mercado acionário latino-americano.

Para melhor compreensão e objetivando identificar a co-integração, supõe-se que os índices de preços das Bolsas de Valores do Estado de São Paulo e Nova York sejam uma série não estacionária expressa os seus valores em logaritmos e estima-se a combinação linear entre as respectivas bolsas, a saber:

$$\ln Ibovespa_t = f(\ln Ibovespa_t, \dots, \ln Ibovespa_{t-4}, \ln US_t, \dots, \ln US_{t-4} + e_t) \quad (54)$$

$$\ln Ibovespa_t = f(\ln Ibovespa_t, \dots, \ln Ibovespa_{t-4} + e_t) \quad (55)$$

onde,

$\ln Ibovespa_t$  é definido como logaritmo dos índices dos preços da Bolsa de Valores do Estado de São Paulo.

$\ln US_t$  é definido como logaritmo dos índices de preços da Bolsa de Valores de Nova York (Dow Jones).

#### 4.7 Co-integração: Metodologia Johansen (1990)

Na maioria dos casos, duas variáveis econômicas seguem um comportamento tendencioso. Esse comportamento pode seguir padrões assemelhados, ou de ascensão ou de queda. Contudo, a combinação linear entre as duas séries poderá ser bem definida. Essa é a idéia da co-integração.

A aplicação da metodologia de co-integração de Johansen foi adaptada por Rao (1994), a qual é apresentada, passo a passo, considerando o modelo multivariado do tipo a seguir:

$$y_t = A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + \xi_t \quad (56)$$

1. Obtém-se o modelo auto-regressivo de ordem  $p$  pretendido;



2. Estima-se a regressão de  $\Delta y$  sobre  $\Delta y_{t-1}, \Delta y_{t-2} \dots \Delta y_{t-p+1}$  e salvam-se os resíduos  $\mu_i$ , para cada  $t$ , de  $\mu_t$  de  $n$  elementos;
3. Estima-se  $y_{t-p}$  sobre  $\Delta y_{t-1}, \Delta y_{t-2}, \dots, \Delta y_{t-p+1}$  e salvam-se os resíduos,  $v_i$ , para cada  $t$  de  $n$  elementos;
4. Computam-se os quadrados das correlações canônicas entre  $\mu_t$  e  $v_t$ , identificando-se como  $(r_1^2 > r_2^2 > \dots > r_n^2)$  raízes características ao quadrado;
5. Efetua-se o “Teste Traço” para  $n$  observações disponíveis no período especificado  $t$  e calcula-se o teste:

$$\text{TESTE TRAÇO} = -n \sum_{i=k+1}^n \ln(1 - r_i^2) \quad (57)$$

Testa-se a hipótese de que existiam  $k$  ou menor de que  $(k)$  parâmetros na regressão estimada como vetores de co-integração.

6. Utiliza-se, alternativamente, o teste de máximo eigenvalor, (que usa efetivamente a máxima correlação canônica quadrada) ou máximo eigenvalor, como sendo:

$$\text{TESTE DE MÁXIMO EIGENVALOR} = -n \ln(1 - r_i^2) \quad (58)$$

7. Compararam-se os testes estatísticos das tabelas apropriadas (testes traço e máximo eigenvalor), simuladas por Johansen e Juselius (1990). Os quais podem ser demonstrados abaixo:

As correlações canônicas quadradas têm como solução da equação do determinante

$$\left| r_i^2 s_{kk} - s_{k0} s_{00}^{-1} s'_{k0} \right| \quad \text{denominação de Johansen e Juselius;}$$

onde,

$s_{kk}$  = matriz variância-covariância dos resíduos  $\mu_i \mu_i$  das regressões estimadas.

$s_{k0}$  = matriz covariância dos resíduos  $\mu_i$  e  $v_i$ , das regressões ajustadas.

$s_{00}$  = matriz variância-covariância dos resíduos de  $v_i$ , das regressões estimadas.

Da equação  $\left| r_i^2 s_{kk} - s_{k0} s_{00}^{-1} s'_{k0} \right| = 0$  foi derivada de

$$s_{kk} = \left( \frac{1}{N} \right) \sum_{t=1}^n \mu_t \mu_t' s_{00} = \left( \frac{1}{N} \right) \sum_{t=1}^n v_t v_t' \quad (59)$$

$$s_{k0} = \left( \frac{1}{N} \right) \sum_{t=1}^n \mu_t v_t' \quad (60)$$

e  $\mu_i$  e  $v_i$  são vetores dos resíduos originados dos passos 2 e 3.

Finalmente, a estimativa do  $k$  vetores de co-integração pelo método de máximaverossimilhança (onde  $k$  coluna de  $\beta_i$ ) para cada  $(r_i^2 s_{kk} \beta_i = s_{k0} s_{00}^{-1} s'_{k0} \beta_i)$ , encontram-se portanto,  $k$  vetores de co-integração.

A fim de testar a hipótese  $r = 0$  contra a alternativa de  $r = 1, 2, 3$ , ou 4 raízes características, utilizam-se a estatística  $\lambda$ traço. Na hipótese de nulidade para  $r = 0$ , existem

$k$  variáveis que definidas na equação de Johansen  $\lambda$ traço (0) =  $-n \sum_{i=k+1}^n \ln(1 - r_i^2)$  somadas alcançam a valores críticos superiores aos simulados por Johansen.

Deve-se consultar a distribuição das estatísticas  $\lambda$ traço e  $\lambda$ máxima simuladas por Johansen e compará-las com os resultados obtidos para o teste de co-integração das variáveis (índice dos preços das bolsas de valores dos países a serem pesquisados) para diferentes equações, ou seja, com tendência, com constante, sem tendência ou constante e com a estatística constante do vetor de co-integração, para diferentes níveis de significância (1%, 5% e 10%,) respectivamente.

Calcula-se o “Teste Traço” para  $n$  observações disponíveis no período especificado  $t$ :

$$\text{TESTE TRAÇO} = -n \sum_{i=k+1}^n \ln(1 - r_i^2)$$

E, alternativamente, testa-se o máximo eigenvalor, como sendo:

$$\text{TESTE DE MÁXIMO EIGENVALOR} = -n \ln(1 - r_i^2)$$

Compararam-se os testes estatísticos das tabelas apropriadas (testes traço e máximo eigenvalor), simuladas por Johansen e Juselius (1990). Se a estatística  $\lambda$ traço estimada exceder aos valores críticos da estatística  $\lambda$ traço formulada pela metodologia de Johansen, a possibilidade de rejeitar a hipótese nula de vetores de não co-integrados e aceitar a alternativa de um ou mais vetores de co-integrados.

#### 4.8 Co-Integração e Modelo de Correção de Erro

Maddala (1992, p.597) definiu que se as variáveis  $x$  e  $y$  são co-integradas, por conseguinte, existe um equilíbrio de longo prazo entre elas. Para estimar o modelo de correção de erros no equilíbrio de uma equação dinâmica de curto prazo, é necessário conhecer o teorema de co-integração de Granger. Se duas séries  $x_t \sim I(1)$ ,  $y_t \sim I(1)$  e  $z_t = y_t - \beta x_t \sim I(0)$  são de primeira diferença e seus desvios estão em nível  $I(0)$ , respectivamente, então, as séries  $x$  e  $y$  são ditas co-integradas.

Segundo o teorema de Granger sobre co-integração de duas séries ( $x_t$  e  $y_t$ ), pode-se generalizar o método de correção de erro conforme as equações abaixo:

$$\begin{aligned}\Delta x_t &= \rho_1 z_{t-1} + \text{defasados}(\Delta x_t, \Delta y_t) + \varepsilon_{1t} \\ \Delta y_t &= \rho_2 z_{t-1} + \text{defasados}(\Delta x_t, \Delta y_t) + \varepsilon_{2t}\end{aligned}\tag{61}$$

Pelas equações, pode-se estimar os parâmetros  $\rho_1$  e  $\rho_2$  que são positivos, sendo  $\varepsilon_{1t}$  e  $\varepsilon_{2t}$  conhecidos como ruídos brancos.

Para generalizar o conceito de co-integração Granger e Lee (apud MADDALA, 1992, p.597) recomendam acumular a soma dos resíduos de  $z_t$  ou  $\Delta w_t = z_t$ , que pode ser expressa como  $w_t = \sum_{j=0}^t z_{t-j}$ . Desde que,  $z_t \sim I(0)$  e  $w_t \sim I(1)$  são séries dos resíduos em nível e de primeira diferença. As séries  $x_t$  e  $y_t$  e  $x_t$  e  $w_t$  são multi-cointegradas, por conseguinte, as séries  $y_t$  e  $w_t$  são também co-integradas.

Para efeito de ilustração os autores consideram que  $x_t$  e  $y_t$  são multi-cointegrados, assim sendo, pode-se generalizar o modelo de correção de erro, conforme equações:

$$\begin{aligned}\Delta x_t &= \rho_1 z_{t-1} + \delta_1 u_{t-1} + \text{defasados}(\Delta x_t, \Delta y_t) + \varepsilon_{1t} \\ \Delta y_t &= \rho_2 z_{t-1} + \delta_2 u_{t-1} + \text{defasados}(\Delta x_t, \Delta y_t) + \varepsilon_{2t}\end{aligned}\tag{62}$$

Como, por exemplo,  $x_t$  são os índices de preços da Bolsa de Valores de São Paulo (Ibovespa) e  $y_t$  são índices de preços das Bolsas de Valores dos Estados Unidos (Dow Jones), assim  $z_t = y_t - x_t$  é a combinação linear entre os índices de preços das respectivas

bolsas e  $w_t$  é a combinação linear entre os índices de preços das Bolsas de Valores dos Estados Unidos (Dow Jones) e o índice de preço da Bolsa de Valores da Argentina (MERVAL). Sendo que,  $x_t$  e  $y_t$  são de primeira diferença  $I(1)$  e possivelmente co-integrados e  $\mu_t = w_t - \alpha x_t \sim I(0)$  em nível, onde  $\alpha$  é a constante de co-integração, porém,  $z_t$  é a combinação linear que está também em nível  $I(0)$ .

#### 4.9 Modelo Vetorial Auto-regressivo (VAR) para Previsão

Objetivando estimar a co-integração e efetuar a previsão do equilíbrio de longo prazo entre os índices de preços das bolsas de valores, é utilizado o modelo de vetores auto-regressivos (VAR). Como por exemplo, considerar as variáveis  $y_{t1}$  e  $y_{t2}$  que representam as séries temporais dos índices de preços das bolsas de valores do Estado de São Paulo (Ibovespa) e dos Estados Unidos (Dow Jones) respectivamente.

A equação abaixo especifica o comportamento dos índices de preços da bolsa de valores do Estado de São Paulo (Ibovespa) ( $y_{t1}$ ), como função do índice de preço da bolsa dos Estados Unidos (Dow Jones) inclusive como função defasada do índice Ibovespa, representados respectivamente por:  $y_{t1}$ ,  $y_{t2}$  e  $y_{t-1,1}$  e pela regressão  $y_{t1} = \alpha_1 + \alpha_2 y_{t2} + \alpha_3 y_{t-1,1} + e_{t1}$ .

$$y_{t1} = \alpha_1 + \alpha_2 y_{t2} + \alpha_3 y_{t-1,1} + e_{t1} \quad (63)$$

$$y_{t2} = \beta_1 + \beta_2 y_{t-1,1} + \beta_3 y_{t-1,2} + e_{t2} \quad (64)$$

No caso de se estimar o índice de preços da bolsa de valores dos Estados Unidos (Dow Jones) em função do índice de preço da bolsa de valores do Estado de São Paulo (Ibovespa), inclusive a defasagem dos índices de preços da bolsa de valores dos Estados Unidos (Dow Jones) que são representadas por:  $y_{t2}$ ,  $y_{t-1,1}$ ,  $y_{t-1,2}$ , e pela regressão respectivamente  $y_{t2} = \beta_1 + \beta_2 y_{t-1,1} + \beta_3 y_{t-1,2} + e_{t2}$ .

As equações 69 e 70 constituem o sistema de equação simultânea que descreve a relação dinâmica entre os índices de preços das bolsas de valores do Estado de São Paulo (Ibovespa) e os índices de preços da bolsa de valores dos Estados Unidos (Dow Jones),

inclusive com suas defasagens, os parâmetros  $\alpha_i$  e  $\beta_i$  podem ser estimados pelos métodos mínimos quadrados de dois estágios.

O objetivo principal é construir o modelo para previsão que pode ser demonstrado pelas equações de forma reduzida abaixo:

$$y_{t1} = \pi_{11} + \pi_{12}y_{t-1,1} + \pi_{13}y_{t-1,2} + v_{t1} \quad (65)$$

$$y_{t2} = \pi_{21} + \pi_{22}y_{t-1,1} + \pi_{23}y_{t-1,2} + v_{t2} \quad (66)$$

Essas equações expressam as variáveis endógenas correntes em termos das variáveis exógenas e predeterminadas, assim como, as variáveis endógenas defasadas.

A equação 71 especifica o índice de preço da bolsa de valores do Estado de São Paulo (Ibovespa) que será estimada em função da sua própria defasagem e do índice de preço da bolsa de valores dos Estados Unidos (Dow Jones) defasado.

Pelo mesmo raciocínio, a equação 72 modela o índice de preço da bolsa de valores dos Estados Unidos (Dow Jones) que será estimada em função da sua própria defasagem e do índice de preços da bolsa de valores do Estado de São Paulo (Ibovespa) também defasado.

As equações reduzidas 71 e 72 são os modelos vetoriais auto-regressivos de ordem 1 denominadas de VAR (1). Em geral, o modelo vetorial auto-regressivo expressa os valores das variáveis endógenas correntes (índice de preço das bolsas de valores) somente como função do intercepto e dos valores das variáveis endógenas defasadas.

Para se determinar a ordem do modelo vetorial auto-regressivo (VAR), faz-se necessário a utilização da seleção da escolha pelo método estatístico akaike, como modelagem apropriada para a previsão do equilíbrio dos índices de preços das bolsas de valores dos países a serem estudados.

Em linguagem matricial, a equação 73 abaixo descreve de forma compacta os vetores auto-regressivos como sendo:

$$y_t = \delta + \Theta y_{t-1} + v_t \quad (67)$$

Onde a equação 73, é um modelo auto-regressivo de primeira ordem AR(1) das observações ordenadas ( $y_{t1}$  e  $y_{t2}$ ), que pode ser ampliado para mais de duas variáveis endógenas.

$$y_t = \begin{bmatrix} y_{t1} \\ y_{t2} \end{bmatrix} \quad \delta = \begin{bmatrix} \pi_{11} \\ \pi_{21} \end{bmatrix} \quad \Theta = \begin{bmatrix} \pi_{12} & \pi_{13} \\ \pi_{22} & \pi_{23} \end{bmatrix} \quad V = \begin{bmatrix} v_{t1} \\ v_{t2} \end{bmatrix} \quad (68)$$

Generalizando, estima-se o modelo VAR( $p$ ) que inclui  $p$  defasagens e  $n-1$  variáveis endógenas e exógenas, que pode ser escrito sobre a forma matricial, a saber:

$$y_t = \delta + \Theta_1 y_{t-1} + \Theta_2 y_{t-2} + \dots + \Theta_p y_{t-p} + v_t \quad (69)$$

Os pressupostos do modelo VAR( $p$ ) podem ser demonstrados na forma reduzida abaixo como sendo a covariância ( $v_t$ ) entre os erros da equação reduzida, expressando a não correlação serial entre os erros, de maneira que o processo (VAR) é estacionário, com médias iguais a zero e a matriz covariância constante.

$$\text{cov}(v_t) = \Omega = \begin{bmatrix} w_{11} & w_{12} \\ w_{21} & w_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \text{var}(v_{t1}) & \text{cov}(v_{t1}, v_{t2}) \\ \text{cov}(v_{t2}, v_{t1}) & \text{var}(v_{t2}) \end{bmatrix} \quad (70)$$

A equação 75 é um modelo matricial que será utilizado na identificação do equilíbrio de longo prazo e na previsão do comportamento dos índices dos preços das principais bolsas de valores dos países envolvidos na pesquisa, simultaneamente.

Johansen, objetivando estimar os números de relações de co-integração e identificando informações mais completas sobre suas estimativas, desenvolveu o método de maximoverassemelhança (*MLE*) para estimar os parâmetros do modelo (VAR) normalizados.

O autor elaborou os vetores da matriz ( $n \times 1$ ) para  $\hat{a}_1, \hat{a}_2, \dots, \hat{a}_h$  denominados de eigenvetores associados com  $h$  de maiores eigenvalores. O modelo proporciona as bases para relação de co-integração multivariadas, ou seja, estima-se pela estatística da maximoverassemelhança (*MLE*) que qualquer vetor de integração pode ser escrito pela fórmula.

$$a = b_1 \hat{a}_1 + b_2 \hat{a}_2 + \dots + b_h \hat{a}_h \quad (71)$$

Ao escolher algum escalar do tipo (b1,b2,...,bh). Johansen optou pela normalização desses vetores  $\hat{a}_i$  de modo que  $\hat{a}_i' \sum_{VV} \tilde{a}_i = 1$ . Nesse método econométrico o autor parte da premissa que o eigenvalor  $\hat{a}_i$  calculados pelos programas padronizados de computação normaliza os vetores  $\hat{a}_i' \tilde{a}_i = 1$ , Johansen estima que  $\hat{a}_i = \tilde{a}_i \div \sqrt{\hat{a}_i' \sum_{VV} \tilde{a}_i}$ . Seleciona que os primeiros vetores normalizados  $h$  são definidos como uma matriz  $\hat{A}$  ( $n \times h$ ). De modo que:

$$\hat{A} = [\hat{a}_1 \ \hat{a}_2 \ \dots \ \hat{a}_h]. \quad (72)$$

Define-se *MLE* de  $\zeta_0$  que é dado por

$$\hat{\zeta} = \sum_{UV} \hat{A} \hat{A}' \quad (73)$$

Então o *MLE* de  $\zeta_1$  para  $i = 1, 2, \dots, p - 1$  é

$$\hat{\zeta}_i = \prod - \hat{\zeta}_0 \hat{S}_i, \quad (74)$$

E o *MLE*  $\alpha$  é

$$\hat{\alpha} = \pi - \hat{\zeta}_0 \hat{\theta} \quad (75)$$

E o *MLE*  $\Omega$  é

$$\hat{\Omega} = (1/T) \sum_{t=1}^T [(u_t - \hat{\zeta} \hat{v}_t)(u_t - \hat{\zeta} \hat{v}_t)'] \quad (76)$$

Que é a matriz de variância e covariância dos vetores normalizados para estimar os modelos de correção de erro normalizados.(HAMILTON, 1994, p.637-638).

Para identificar as crises financeiras (mexicana, asiática, russa e brasileira), na década de 90, foi aplicado o modelo econométrico contendo variável *dummy* do tipo vetorial autoregressivo (VAR) desenvolvido por Johansen, onde se elege  $D = 1$  quando das ocorrências de crises e  $D = 0$  em caso contrário. Os resultados empíricos estimados da metodologia acima proposta no capítulo 5.

#### 4.10 Os Dados

As séries de dados utilizados neste trabalho são os índices de preços do mercado acionário de seis países da América Latina (Argentina, Brasil, Chile, México, Colômbia e Venezuela) e três países desenvolvidos (os Estados Unidos, Inglaterra e Japão), em dólares americanos. O período analisado é aquele compatível com o armazenamento dos dados de todos os países envolvidos no estudo, na fonte de coleta - International Finance Corporation, do Banco Mundial - perfazendo uma série histórica semanal de 800 observações, cobrindo o período de 02 de janeiro de 1985 a 27 de abril de 2000 para os índices das bolsas de valores e mercado de ações que foram levantados pelo Fundo Monetário Internacional.

Por ordem de classificação, tem-se: LNARG = logaritmo natural do índice de preços do mercado acionário da Argentina, LNBRASIL = logaritmo natural do índice de preços do mercado acionário do Brasil, LNCHILE = logaritmo natural do índice de preços do mercado acionário do Chile, LNMEX = logaritmo natural do índice de preços do mercado acionário do México, LNCOLÔMBIA = logaritmo natural do índice de preços do mercado acionário da Colômbia, LNVENEZUELA = logaritmo natural do índice de preços do mercado acionário da Venezuela, LNJAPÃO = logaritmo natural do índice de preços do mercado acionário do Japão, LNUSA = logaritmo natural do índice de preços do mercado acionário dos Estados Unidos e LNUK = logaritmo natural do índice de preços do mercado acionário da Inglaterra. Da mesma forma, tem-se para os retornos das séries:  $RARG = LNARG_t - LNARG_{t-1}$ ,  $RBRASIL = LNBRASIL_t - LNBRASIL_{t-1}$ ,  $RCHILE = LNCHILE_t - LNCHILE_{t-1}$ ,  $RMEX = LNMEX_t - LNMEX_{t-1}$ ,  $RCOL = LNCOLÔMBIA_t - LNCOLÔMBIA_{t-1}$ ,  $RVNZ = LNVENEZUELA_t - LNVENEZUELA_{t-1}$ ,  $RJAPÃO = LNJAPÃO_t - LNJAPÃO_{t-1}$ ,  $RUSA = LNUSA_t - LNUSA_{t-1}$ ,  $RUK = LNUK_t - LNUK_{t-1}$ .

O estudo utilizou os dados para os índices dos preços das bolsas de valores, cobrindo o período de janeiro de 1985 a abril de 2001, subdividindo-se em subperíodos (janeiro de 1985 a novembro de 1994 e dezembro de 1994 a abril de 2001), respectivamente. Esses dados foram originados da *International Finance Corporation* do Banco Mundial correspondendo a 800 observações semanais.



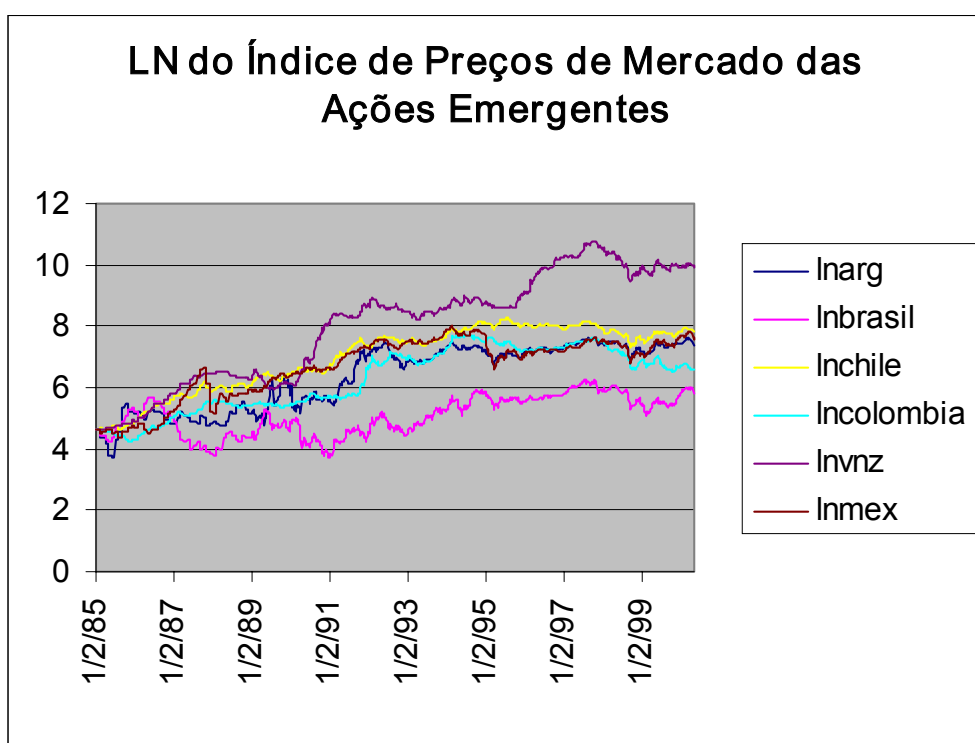
No projeto foram selecionados os índices dos preços das bolsas de valores de alguns países para verificação de comportamentos assemelhados, sendo essas: IBOVESPA (Brasil), Merval (Argentina), Dow Jones (EUA), Nikkei (Japão), INMEX (México), IGPA (Chile), BBO INDEX (Venezuela) mais três países desenvolvidos.

O logaritmo natural foi aplicado em cada série. Essa nova série foi testada para co-integração. A diferença do logaritmo,  $\ln(t) - \ln(t-1)$  da série original representa o retorno da mesma. Essas também foram testadas para co-integração, representado a primeira diferença das séries.

Para definir o tipo de equação de co-integração que seria adotada (com tendência, sem tendência, com tendência quadrática etc.) foi utilizado o critério de informação de Akaike (AIC), sendo que o menor valor do AIC determina o tipo de modelo utilizado. Ver Gujarati (1995).

## 5.1 Introdução

A visualização gráfica das séries em logaritmo serve para demonstrar a evolução de cada índice ao longo do tempo. Essa análise gráfica auxilia a diagnosticar o comportamento tendencioso ou não dos índices pesquisados - pré-requisito para indicar o estudo da co-integração.

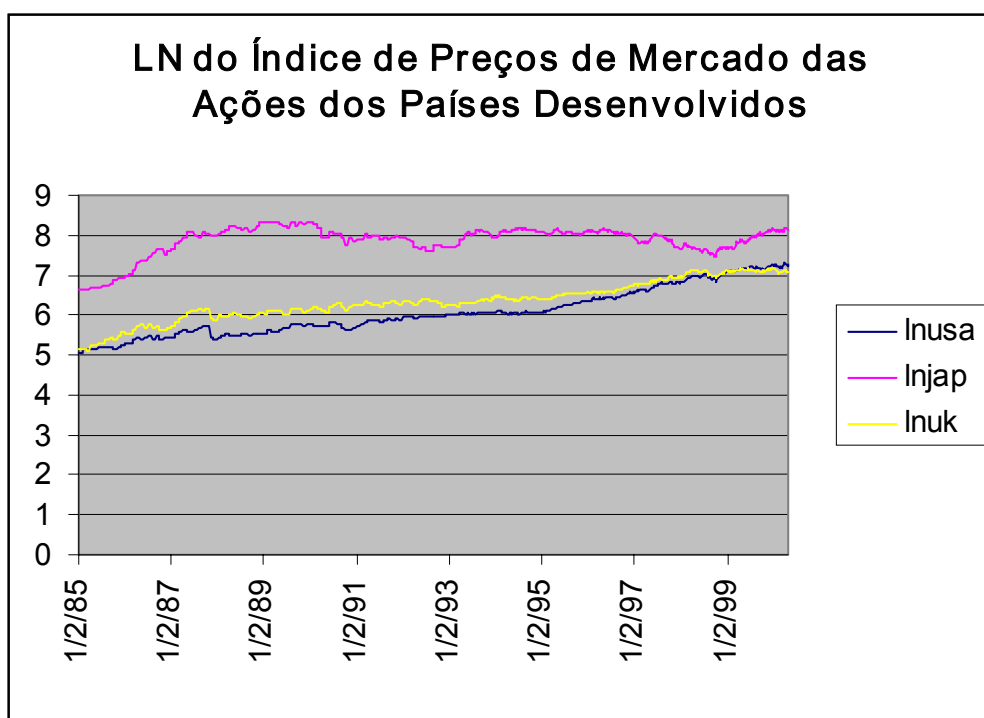


**Figura 04:** Evolução no tempo dos índices de preços de mercado das ações de países da América Latina

**Fonte:** Dados originados da International Finance Corporation do Banco Mundial.

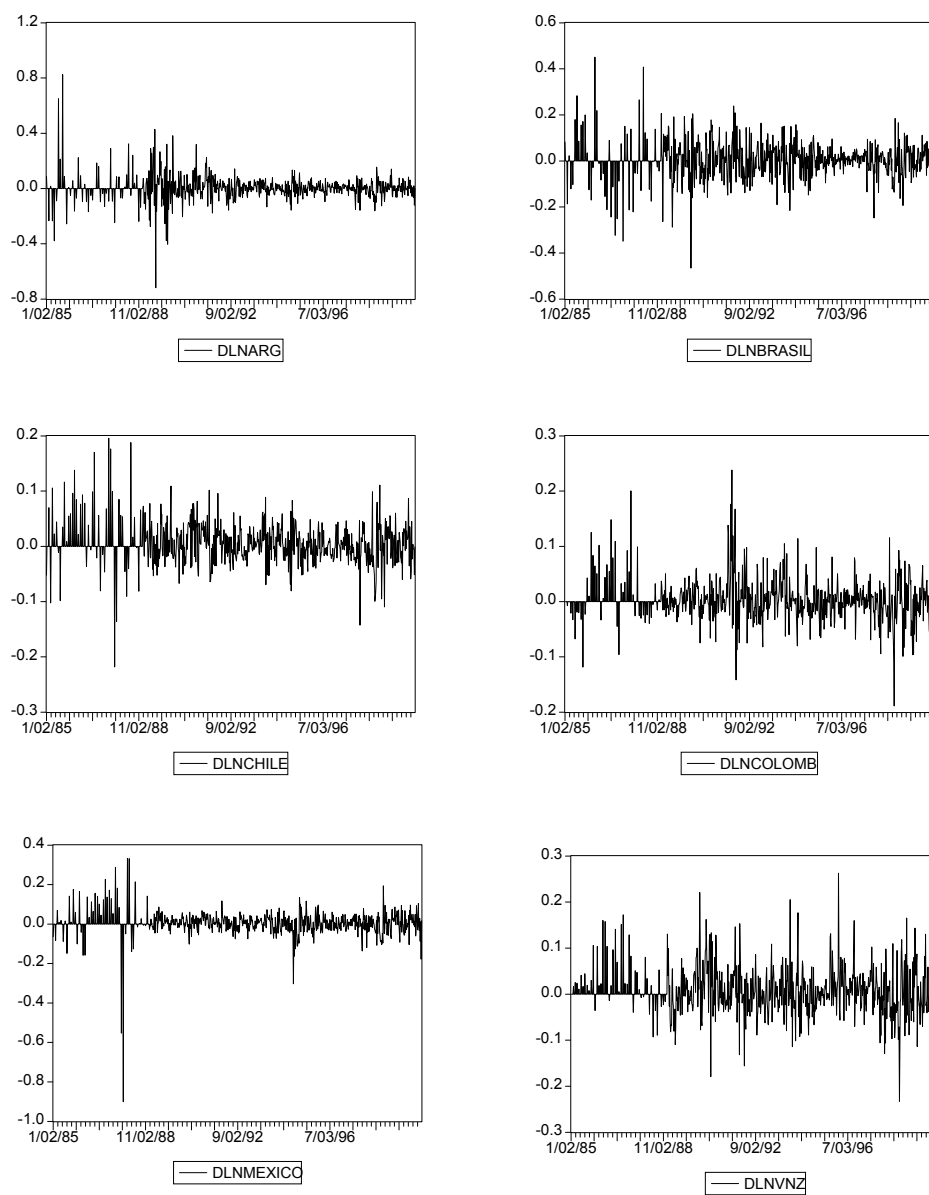
As duas primeiras figuras apresentam as séries em nível, porém a figura 04 traz o grupo dos países emergentes e a figura 05 traz o grupo dos países desenvolvidos. No primeiro grupo, é impossível de se pensar em séries estacionárias, quando as mesmas não possuem variâncias constantes no tempo. Já o segundo grupo fica uma certa suspeita se a série do Japão é estacionária, porém é notado nitidamente que os dois primeiros anos dessa série teriam uma tendenciosidade crescente nos dados. Em especial, as séries dos Estados Unidos e da Inglaterra podem apresentar testes que indiquem estacionariedade dos dados,

existindo em algum momento leve grau de volatilidade, apresentando, também uma tendenciosidade ligeiramente crescente e persistente.

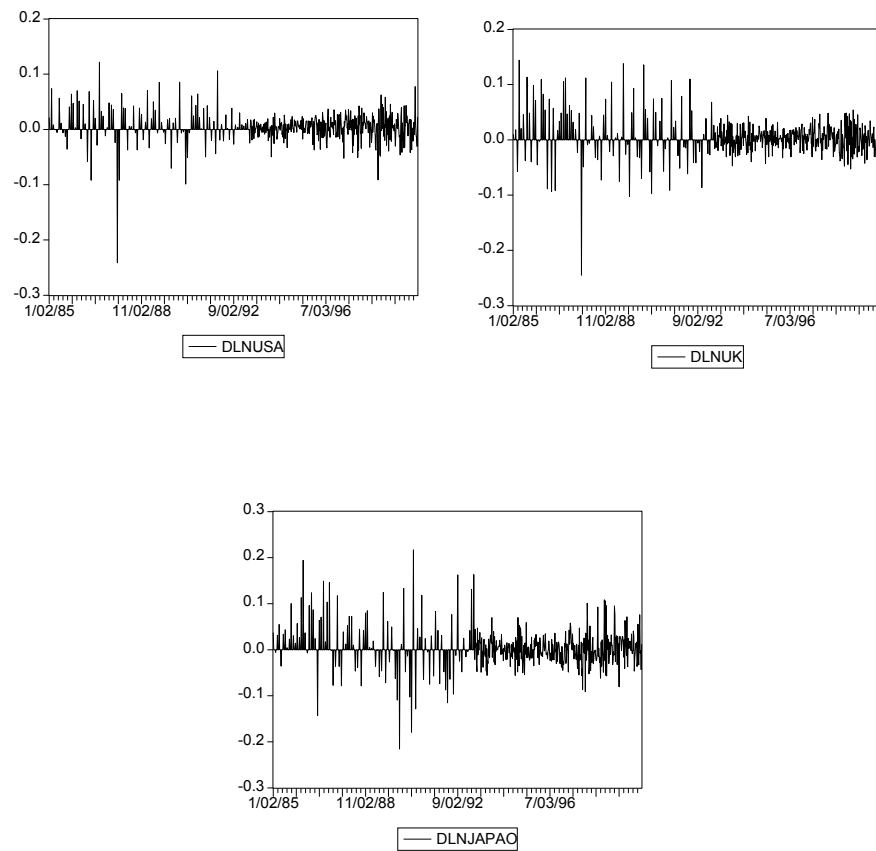


**Figura 05:** Evolução no tempo dos índices de preços de mercado das ações de países desenvolvidos

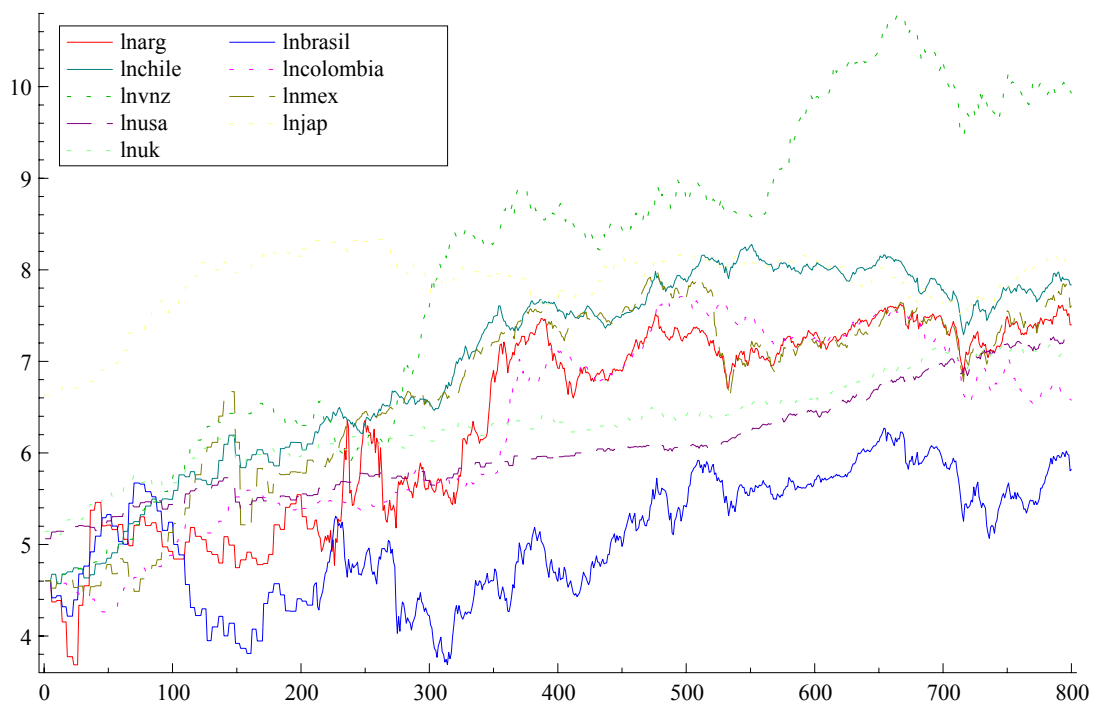
Destacadamente, o Brasil, a Argentina, a Venezuela, o Chile e a Colômbia são aqueles países onde se registram as maiores volatilidades dos retornos, conforme figura 06 e 07. Ao adotar a política cambial da paridade do peso/dólar americano pela Argentina, a sua bolsa de valores apresentou um comportamento relativo de estabilidade. No caso do Brasil, isso fica um pouco mais claro pós-plano real. Porém, é evidente que todos os países analisados possuem momentos de picos, mesmo com menores intervalos de volatilidade, registrando também, elevadas volatilidades referentes a acontecimentos pontuais em um país ou em outros países que por contágio afetam as suas bolsas.



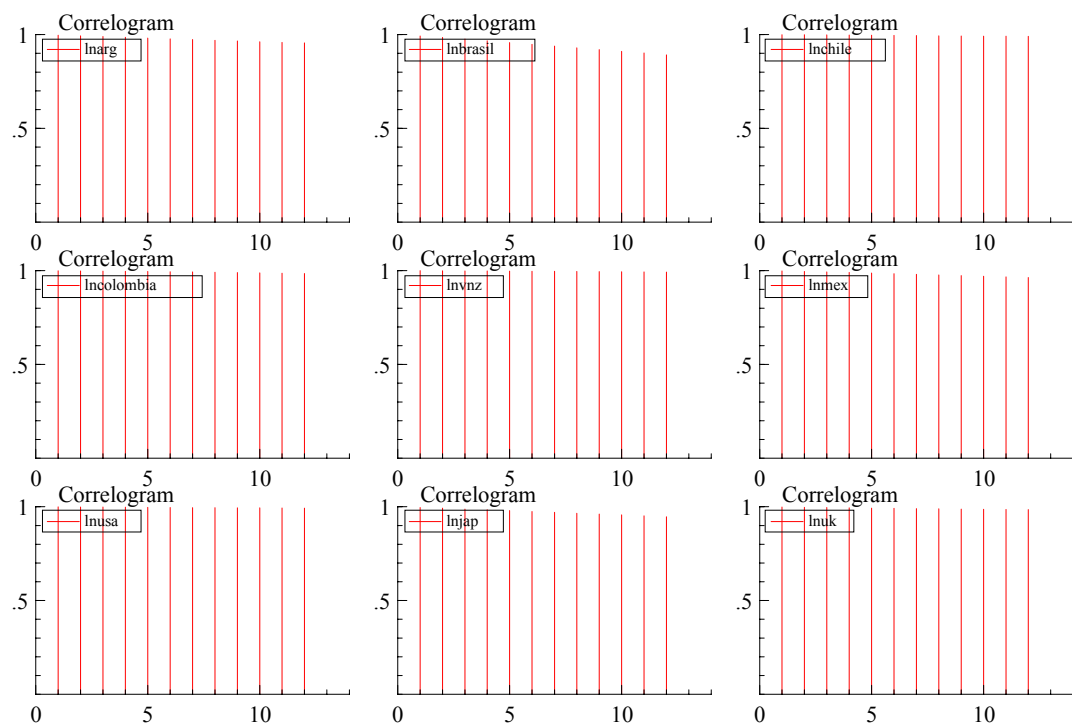
**Figura 06:** Retorno dos mercados acionários dos países da América Latina (países emergentes).  $LN_t - LN_{t-1}$ .



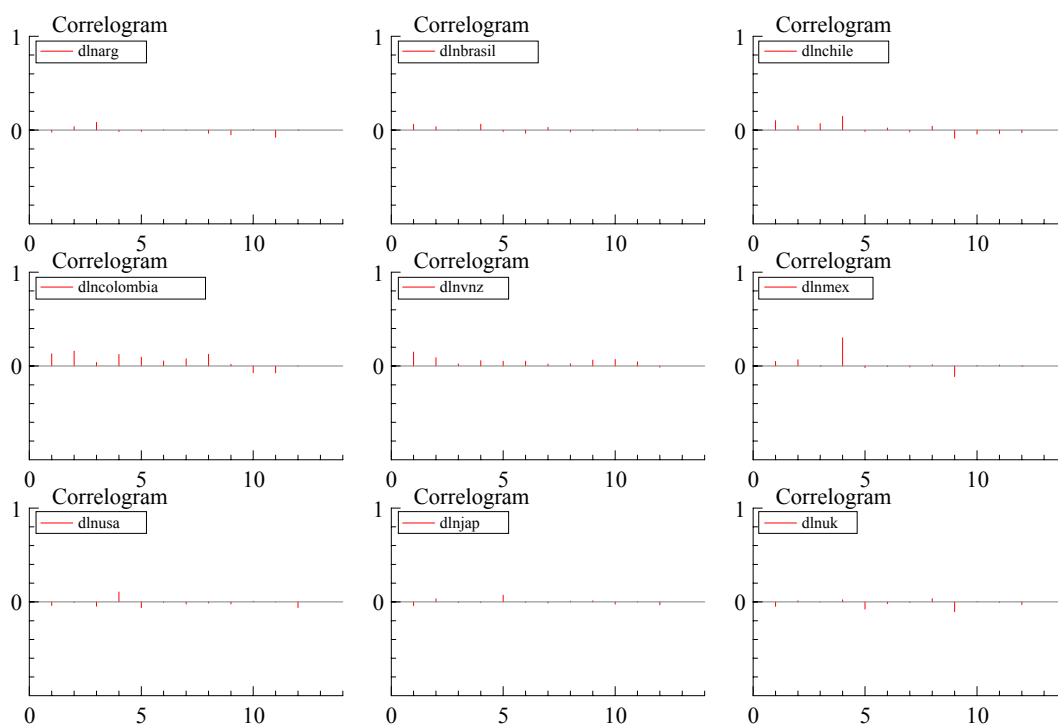
**Figura 07:** Retorno dos mercados acionários dos países desenvolvidos (os Estados Unidos, Inglaterra e Japão).  $LNt - LNt-1$ .



**Figura 08:** Evolução histórica dos índices de preços do mercado acionário para os países analisados.



**Figura 09:** Correlograma dos índices de preços dos mercados acionários em logaritmos.



**Figura 10:** Correlograma dos retornos dos mercados acionários.

Os retornos dos países desenvolvidos estudados empiricamente giram em torno de + ou 0,1 % semanalmente, principalmente com as turbulências registradas na década de 90. Ao comparar a volatilidade entre os países emergentes da América Latina e os desenvolvidos, nesse período, constatam-se que os países latino-americanos permanecem mais voláteis do que os países desenvolvidos.

O estudo apresenta também uma divisão da série em dois períodos, objetivando identificar e captar o efeito contágio decorrente das crises financeiras. Particularmente, essa divisão foi escolhida em função das turbulências que começam a acontecer no mundo com as crises financeiras do México (1994), da Ásia (1997), da Rússia (1998) e do Brasil (1999). Também, foi adotado esse procedimento para tentar captar diferenças na análise de co-integração em dois momentos específicos da amostra.

Para uma melhor compreensão do estudo da co-integração, faz-se necessário estimar o grau de correlação existente entre as bolsas de valores dos países objeto da pesquisa, além de facilitar a análise da segmentação e integração dos mercados de capitais entre esses países.

## 5.2 Análise de Correlação dos Mercados Acionários

Com objetivo de investigar o grau de segmentação e integração dos mercados latino-americanos e entre estes com os países desenvolvidos estima-se uma matriz de correlação dos índices de preços acionários dos seis países da América Latina e os Estados Unidos, a Inglaterra e o Japão em pares ordenados que identifiquem visivelmente o nível de integração desses mercados. Por exemplo, o quadro 02 indica a matriz de correlação do LN dos índices dos preços de mercado das ações dos países pesquisados para o período de 20/01/1985 a 26/04/2000. Os resultados empíricos indicam que a Argentina está integrada com quase todos os países, registrando coeficientes de correlações acima de 70%, excetuando-se o Japão que apresenta grau de correlação em torno de 35%. O Brasil está integrado com a maioria dos países da América Latina, excetuando-se o México com 44% e o Japão com 3,7%. O Brasil apresenta o grau de integração com a Argentina, os Estados Unidos e a Inglaterra em torno de 70%, 68% e 60% respectivamente, indicando estar integrado com as principais bolsas de valores do mundo.

	LNARG	LNBRA	LNCHI	LNCOL	LNJAP	LNMEX	LNUK	LNUS A	LNVN Z
LNARG	1.0000	0.7022	0.9366	0.9134	0.3463	0.8988	0.8498	0.8334	0.9227
LNBRA	0.7022	1.0000	.5907	0.6263	0.0376	0.4385	0.6023	0.6878	0.6204
LNCHI	0.9366	0.5907	1.0000	0.9571	0.5368	0.9445	0.8620	0.7990	0.9356
LNCOL	0.9134	0.6263	0.9571	1.0000	0.4344	0.8971	0.7911	0.7426	0.9008
LNJAP	0.3463	0.0376	0.5368	0.4344	1.0000	0.5525	0.4609	0.2897	0.3756
LNMEX	0.8988	0.4385	0.9445	0.8971	0.5525	1.0000	0.8291	0.7481	0.8868
LNUK	0.8498	0.6023	0.8620	0.7911	0.4609	0.8291	1.0000	0.9664	0.9310
LNUSA	0.8334	0.6878	0.7990	0.7426	0.2897	0.7481	0.9664	1.0000	0.9024
LNVNZ	0.9227	0.6204	0.9356	0.9008	0.3756	0.8868	0.9310	0.9024	1.0000

**Quadro 02** - Matriz de Correlação do LN dos Índices de Preço de Mercado das Ações dos Países Pesquisados. Período 20/01/1985 a 26/04/2000.

No quadro 03, a análise da matriz de correlação dos retornos dos índices dos preços das ações dos países pesquisados para o período de 20/01/1985 a 26/04/2000 indica que os retornos desses índices estão integrados com a Inglaterra e os Estados Unidos em torno de 60%. As bolsas de valores em pares mexicanas e chilenas, assim como, as bolsas de Londres e do Japão, encontram-se parcialmente integradas, apresentando coeficiente de correlação em torno de 40%. O resultado da análise indica que a diversificação de investimentos no mercado acionário, considerando essas bolsas envolvidas, seria limitada.



	DLNARG	DLNBRA	DLNCHI	DLNCOL	DLNJAP	DLNMEX	DLNUK	DLNUSA	DLNVNZ
DLNARG	1.0000	0.1752	0.1068	0.0266	-0.0016	0.1724	0.0086	0.0608	0.1239
DLNBRA	0.1752	1.0000	0.2165	0.0862	0.0730	0.1538	0.0532	0.0583	0.0640
DLNCHI	0.1068	0.2165	1.0000	0.2190	0.0959	0.4069	0.1307	0.2196	0.1678
DLNCOL	0.0266	0.0862	0.2190	1.0000	0.0154	0.1104	0.0565	0.0732	0.1571
DLNJAP	-0.0016	0.0730	0.0959	0.0154	1.0000	0.0820	0.3907	0.2273	0.0242
DLNMEX	0.1724	0.1538	0.4069	0.1104	0.0820	1.0000	0.1580	0.3054	0.1834
DLNUK	0.0086	0.0532	0.1307	0.0565	0.3907	0.1580	1.0000	0.5924	0.0355
DLNUSA	0.0608	0.0583	0.2196	0.0732	0.2273	0.3054	0.5924	1.0000	0.0084
DLNVNZ	0.1239	0.0640	0.1678	0.1571	0.0242	0.1834	0.0355	0.0084	1.0000

**Quadro 03** - Matriz de Correlação dos Retornos dos Índices de Preço de Mercado das Ações dos Países Pesquisados. 20/01/1985 a 26/04/2000.

O quadro 04 analisa a matriz de correlação do logaritmo dos índices dos preços dos mercados de ações dos países pesquisados para o período de 20/01/1985 a 30/11/1994, identificado pelo mercado acionário como período estável. Ao subdividir o período, verificou-se que a Argentina apresenta elevado grau de integração com quase todos os países envolvidos na pesquisa, registrando coeficiente de correlações acima de 78%, excetuando-se a bolsa brasileira e a japonesa com coeficiente de correlação em torno de 43% e 38% respectivamente.

	LNARG	LNBRA	LNCHI	LNCOL	LNJAP	LNMEEX	LNUK	LNUSA	LNVNZ
LNARG	1	0.4305	0.9100	0.8931	0.3770	0.8906	0.7881	0.8982	0.8809
LNBRA	0.4305	1	0.2248	0.3073	-0.0849	0.1468	0.0721	0.2443	0.1125
LNCHI	0.9100	0.2248	1	0.9406	0.6045	0.9754	0.9282	0.9704	0.9624
LNCOL	0.8931	0.3073	0.9406	1	0.4854	0.9249	0.8276	0.9101	0.9140
LNJAP	0.3770	-0.0849	0.6045	0.4854	1	0.5934	0.7828	0.6228	0.5082
LNMEEX	0.8906	0.1468	0.9754	0.9249	0.5934	1	0.9260	0.9728	0.9468
LNUK	0.7881	0.0721	0.9282	0.8276	0.7828	0.9260	1	0.9390	0.8936
LNUSA	0.8982	0.2443	0.9704	0.9101	0.6228	0.9728	0.9390	1	0.9218
LNVNZ	0.8809	0.1125	0.9624	0.9140	0.5082	0.9468	0.8936	0.9218	1

**Quadro 04** - Matriz de Correlação do LN dos Índices de Preço de Mercado das Ações dos Países Pesquisados. Período de 20/01/1985 a 30/11/1994.

No quadro 05, que indica a matriz de correlação do logaritmo dos índices dos preços dos mercados de ações dos países envolvidos na pesquisa para o período de 07/02/1994 a 26/04/2000, constata-se o aumento estimado pelos coeficientes de correlações entre os países da América Latina, elevando o coeficiente de correlação para o Brasil e Argentina em torno de 74% e indicando integração entre esses dois mercados. No caso do Brasil, o grau de integração entre os países da América Latina se reduz, excetuando-se as bolsas de valores do Brasil-México, Brasil-Argentina e Brasil-Venezuela, em torno de 62%, 74% e 58%, respectivamente.

	LNARG	LNBRA	LNCHI	LNCOL	LNJAP	LNMEEX	LNUK	LNUSA	LVNZ
LNARG	1	0.7427	0.0209	-0.0717	-0.1128	0.8632	0.5933	0.5841	0.8338
LNBRA	0.7427	1	0.4294	0.4602	-0.0216	0.6211	0.1034	0.0515	0.5764
LNCHI	0.0209	0.4294	1	0.7410	0.6641	0.0279	-0.6987	-0.6860	-0.2430
LNCOL	-0.0717	0.4602	0.7410	1	0.1323	-0.1810	-0.6624	-0.7442	-0.0882
LNJAP	-0.1128	-0.0216	0.6641	0.1323	1	0.0217	-0.5378	-0.4204	-0.3937
LNMEEX	0.8632	0.6211	0.0279	-0.1810	0.0217	1	0.5711	0.5862	0.6194
LNUK	0.5933	0.1034	-0.6987	-0.6624	-0.5378	0.5711	1	0.9815	0.6498
LNUSA	0.5841	0.0515	-0.6860	-0.7442	-0.4204	0.5862	0.9815	1	0.6167
LVNZ	0.8338	0.5764	-0.2430	-0.0882	-0.3937	0.6194	0.6498	0.6167	1

**Quadro 05** - Matriz de Correlação do LN dos Índices de Preço de Mercado das Ações dos Países Pesquisados. Período de 07/02/1994 a 26/04/2000.

Os quadros 02, 03, 04 e 05 estimados empiricamente indicaram parâmetros estatísticos significativos para uma análise de segmentação e integração do mercado acionário dos países emergentes na América Latina (Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, Venezuela e México) e entre estes com os países desenvolvidos (os Estados Unidos, Inglaterra e Japão). Os resultados obtidos das matrizes de correlações induzem a concluir que o efeito contágio marcado pelo período de crises financeiras (México 1994, Tigres Asiáticos 1997, Rússia 1998 e Brasil 1999, foi captado pelo mercado acionário latino-americano em magnitude diferenciada.

A análise do resultado do quadro 02 mostra que se tratam de séries em níveis, registrando que as correlações são bastante significativas, com raras exceções. Dentre essas, ressalta-se que o Japão mantém níveis de correlação insignificantes com todos os outros países. Essa primeira abordagem (gráfico e correlação) indica possibilidades de não co-integração do Japão.

O quadro 03 mostra correlações dos retornos dos índices de preço dos mercados com baixo nível de significância entre os países pesquisados, com exceção apenas para os Estados Unidos e a Inglaterra que possuem uma correlação aproximada de 59%, indicando elevado grau de integração do mercado acionário entre esses dois países desenvolvidos.

Ao se analisar pontualmente o período marcado por turbulência, no qual se registra maior volatilidade entre os índices de preço de mercado das ações dos países pesquisados, compreendendo o subperíodo de 07/02/1994 a 26/04/2000, o comportamento dessas séries tem sido refletido nos coeficientes de correlação. Da análise das matrizes (ver quadro 05) obtêm-se simetricamente treze coeficientes de correlações negativos, aumentando o seu

grau de correlação quando comparado com a matriz de correlação do período completo (20/01/1985 a 26/04/2000) e indicando maior volatilidade entre os dois períodos analisados.

Ainda ao analisar conjuntamente os quadros 04 e 05 para a amostra de períodos diferentes, ressalta-se que mais de onze coeficientes de correlações são negativos, sendo que um já era negativo, Brasil e Japão, os demais passaram a ter correlações negativas não significativas (próxima de 0). Conclui-se que o período marcado por crises financeiras na década de 90, estimados por esses coeficientes de correlações negativas, indica potenciais ganhos de investimento na região, quando da formação de *portfolios* no contexto da diversificação de risco idealizado por Markowitz (maximizar o retorno e reduzir o risco).

### **5.3 Estudos Empíricos da Estacionariedade das Séries Financeiras**

Para examinar o nível de co-integração da amostra referida na pesquisa dos mercados acionários da América Latina (Brasil, México, Argentina, Chile, Venezuela e Colômbia), entre estes e os principais países desenvolvidos, em primeiro lugar, testa-se a hipótese que cada série contém uma raiz unitária ao aplicar as metodologias de Dickey e Fuller e Phillips e Perron.

Em seguida são apresentadas as tabelas com testes de raiz unitária Dickey e Fuller e Phillips e Perron. Esses testes de hipóteses são mais consistentes na aceitação ou não da estacionariedade das séries. As séries nesses testes estão em expressos em dólares americanos (US\$). LN representa o logaritmo natural do índice do preço de mercado e a dLN representa a diferença desse logaritmo. O método de escolha das defasagens (lags) foi o Critério de Informação Akaike (AIC), juntamente com a estatística F. A quebra de estrutura que indica as crises financeiras será captada pelos testes de raízes unitárias generalizados por Phillips e Perron (P-P), rodadas pelo software Eviews que estima os modelos econométricos aplicados às séries temporais. O AIC também foi utilizado para decidir qual a melhor equação de ADF e P-P.

A tabela 11 (no apêndice), sugere que todos os países da América Latina não possuem suas séries estacionárias em nível, mesmo quando se modelam as equações com restrições

(sem intercepto e sem tendência, com intercepto e tendência). Ao analisar a primeira diferença da série (ou seja, os retornos), os dados estacionários em todas as equações tornam-se passíveis de aplicação pelo teste ADF. A análise gráfica já induzia para tal resposta. Essa informação é confirmada na tabela 12, onde o teste P-P conduz a iguais conclusões.

Os países desenvolvidos, na tabela 11 e na tabela 12 (no apêndice), aparecem tanto no ADF como no P-P com uma das equações acusando séries não estacionárias em nível. O fato não é muito conclusivo, pois além de outras equações não confirmarem isso, a análise gráfica só aceitaria a série do Japão como estacionária nesse período. Em situações como essa é melhor tratar os dados como não estacionários, assim, é melhor considerar as diferenças. As diferenças dos retornos dos países desenvolvidos são estacionárias em todas as equações.

As próximas tabelas 13, 14, 15 e 16 (no apêndice) aplicam os testes ADF e P-P entre os dois períodos pré-definidos anteriormente 20/01/1985 a 26/04/2000 e de 07/02/1994 a 26/04/2000 para verificar se nesses subperíodos os comportamentos das séries foram modificados.

Tanto nas tabelas 13 e 14 (no apêndice) como nas tabelas 15 e 16 (no apêndice), os índices de preços do mercado de ações, em logaritmos e em nível  $I(0)$ , não apresentam estacionariedades. Ou seja, nenhum fato novo é observado dentre esses dois subperíodos analisados. Deve-se tomar alguns cuidados ao se analisar tais quadros, pois alguns países parecem ser estacionários tanto por um teste como pelo outro em nível. Isso acontece com o México, os EUA, a Inglaterra e o Japão no primeiro subperíodo e com o México no segundo subperíodo. Porém, ao se analisar a melhor equação pelo AIC isso não se confirma, o que não leva a aceitar essa hipótese de estacionariedade de todas as séries, na primeira diferença.

Outro fato importante nos quadros anteriores é que o teste P-P confirma todos os resultados do ADF, com exceção do México, no primeiro subperíodo. Isso é perfeitamente normal, pois o P-P pode ter captado uma quebra de estrutura na série do índice de preços do mercado de ações do México, quando da ocorrência do efeito tequila.

Por fim, é melhor acreditar que só com as diferenças das séries é que os dados se mostram estacionários, pois nesse momento todas as equações sugeridas por Dickey e Fuller e Phillips e Perron foram analisadas, assim, os testes trazem resultados que são consistentes em um nível de significância de 1%.

O conceito de co-integração parte do princípio de que as séries analisadas não são estacionárias, em nível  $I(0)$ , sendo pelo menos integradas a uma ordem superior a zero  $I(1)$  ou  $I(2)$ . Assim, chega-se a conclusão antecipada de que não é possível considerar os retornos dos índices dos mercados analisados co-integrados, já que todos são estacionários e integrados de ordem zero,  $I(0)$ . Porém, os índices de preços dos mercados acionários possuem condições conceituais para tal desconfiança (tanto no período global como nos subperíodos), pois, além dos efeitos contágios sentidos por cada país em função de acontecimentos das crises financeiras que afetam reciprocamente uns aos outros, o grau de integração tem-se intensificado pelo processo de globalização que torna os mercados ainda mais integrados.

#### **5.4 Resultados Empíricos Obtidos com a Análise de Co-integração pela Metodologia de Johansen**

O quadro 06 busca mostrar os resultados da metodologia de Johansen dois a dois para o teste de co-integração, pois, dessa forma, é possível identificar exatamente quem está co-integrado com quem.

A defasagem (lag) no teste abaixo foi definida como aquela que melhor representou um modelo VAR dois a dois de acordo com o menor critério Akaike informado. O modelo apropriado também foi escolhido entre aqueles que trazem o menor valor AIC. Na maioria das vezes, o método estatístico acusa co-integração, mas não representa o modelo mais adequado, reduzindo assim, pela adoção dessa metodologia, o número de séries financeiras co-integradas.

Os resultados para o período apresentaram vinte pares co-integrados de um total de trinta e seis pares de países ordenados, o que é um percentual considerável. São eles: Argentina/Chile (Rank 2), Argentina/Venezuela (Rank 2), Brasil/Venezuela (Rank 1), Brasil/Chile (Rank 1), Brasil/EUA (Rank 1), Chile/Colômbia (Rank 1), Chile/México

(Rank 1), Chile/Venezuela (Rank 1), Chile/EUA (Rank 1), Chile/UK (Rank 1), Chile/Japão (Rank 2), Colômbia/México (Rank 1), Colômbia/Venezuela (Rank 1), Colômbia/EUA (Rank 1), Colômbia/Japão (Rank 2), México/Venezuela (Rank 1), México/Japão (Rank 1), Venezuela/EUA (Rank 1), EUA/UK (Rank 1) e EUA/Japão (Rank 1).

IPMA	Argentina		Brasil		Chile		Colômbia		México		Venezuela		EUA		UK		Japão	
Argentina			Rank Lag Modelo	0 1 3	Rank Lag Modelo	2 1 1	Rank Lag Modelo	0 1 2	Rank Lag Modelo	0 1 2	Rank Lag Modelo	2 1 2	Rank Lag Modelo	0 1 3	Rank Lag Modelo	0 1 1	Rank Lag Modelo	0 1 1
Brasil					Rank Lag Modelo	1 1 1	Rank Lag Modelo	0 1 2	Rank Lag Modelo	0 1 4	Rank Lag Modelo	1 1 1	Rank Lag Modelo	1 1 2	Rank Lag Modelo	0 1 1	Rank Lag Modelo	0 1 1
Chile							Rank Lag Modelo	1 1 1	Rank Lag Modelo	1 1 1	Rank Lag Modelo	1 1 1	Rank Lag Modelo	1 1 2	Rank Lag Modelo	1 1 1	Rank Lag Modelo	2 1 3
Colômbia									Rank Lag Modelo	1 1 3	Rank Lag Modelo	1 1 1	Rank Lag Modelo	1 1 2	Rank Lag Modelo	0 1 6 2	Rank Lag Modelo	2 1 6 3
México											Rank Lag Modelo	1 1 1	Rank Lag Modelo	0 1 3	Rank Lag Modelo	0 1 3	Rank Lag Modelo	1 1 1
Venezuela													Rank Lag Modelo	1 1 4 2	Rank Lag Modelo	0 1 2 1	Rank Lag Modelo	0 1 2 1
EUA															Rank Lag Modelo	1 1 1	Rank Lag Modelo	1 1 1
UK																	Rank Lag Modelo	0 1 1
Japão																		

**Quadro 06:** Rank de cointegração dos índices das bolsas estudadas, defasagem considerada e modelo adotado para busca de cointegração. IPMA = índice de preços do mercado de ações.

Obs: O tipo de modelo e a defasagem são decididos em função do critério Akaike (AIC).

Os modelos são:

- 1 – Nenhuma tendência nos dados, sem intercepto e sem tendência;
- 2 – Nenhuma tendência nos dados, com intercepto e sem tendência;
- 3 – Tendência linear nos dados, sem intercepto e sem tendência;
- 4 – Tendência linear nos dados, com intercepto e sem tendência;
- 5 – Tendência quadrática nos dados, com intercepto e com tendência

Essas relações podem se alterar em períodos diferentes ao longo do tempo. Assim, o que achar do processo de co-integração à medida que esses países parecem mais vulneráveis devido ao avanço da integração de cada país com o resto do mundo e sujeitos a choques externos? Parece que o período compreendido entre 1994 a 2000 poderia ser analisado a parte, pois caracteriza se por muitas crises e, conseqüentemente, seus efeitos foram sentidos entre as bolsas estudadas. Dessa forma, o período anterior também deve ser destacado por se caracterizar como um período de menor dependência dessas crises.

Os próximos dois quadros 07 e 08 separam a análise de co-integração em dois períodos de janeiro de 1985 a novembro de 1994 e dezembro de 1994 a abril de 2000.

IPMA	Argentina		Brasil		Chile		Colômbia		México		Venezuela		EUA		UK		Japão	
Argentina			Rank Lag Modelo	0 1 5	Rank Lag Modelo	1 1 2	Rank Lag Modelo	1 2 2	Rank Lag Modelo	0 1 5	Rank Lag Modelo	0 1 2 5	Rank Lag Modelo	2 1 5	Rank Lag Modelo	0 1 5	Rank Lag Modelo	0 1 1
Brasil					Rank Lag Modelo	1 1 2	Rank Lag Modelo	0 4 2	Rank Lag Modelo	0 1 5	Rank Lag Modelo	0 1 2 1	Rank Lag Modelo	0 1 5	Rank Lag Modelo	0 1 5	Rank Lag Modelo	0 1 3
Chile							Rank Lag Modelo	1 4 2	Rank Lag Modelo	2 1 1	Rank Lag Modelo	2 1 2 1	Rank Lag Modelo	2 1 2	Rank Lag Modelo	2 1 2	Rank Lag Modelo	1 1 1
Colômbia									Rank Lag Modelo	1 4 2	Rank Lag Modelo	1 1 1	Rank Lag Modelo	0 4 1	Rank Lag Modelo	0 4 1	Rank Lag Modelo	0 4 1
México											Rank Lag Modelo	2 4 1	Rank Lag Modelo	2 1 5	Rank Lag Modelo	0 1 1	Rank Lag Modelo	0 1 1
Venezuela													Rank Lag Modelo	1 4 2	Rank Lag Modelo	0 1 2 1	Rank Lag Modelo	0 1 2 1
EUA															Rank Lag Modelo	2 1 5	Rank Lag Modelo	0 1 1
UK																	Rank Lag Modelo	0 1 1
Japão																		

**Quadro 07** - Rank de cointegração dos índices das bolsas estudadas, defasagem considerada e modelo adotado para busca de cointegração.

IPMA = índice de preços do mercado de ações. Período de 02/01/1985 a 30/11/1994.

Obs: O tipo de modelo e a defasagem são decididos em função do critério Akaike (AIC).

Os modelos são: 1 – Nenhuma tendência nos dados, sem intercepto e sem tendência;

2 – Nenhuma tendência nos dados, com intercepto e sem tendência;

3 – Tendência linear nos dados, sem intercepto e sem tendência;

4 – Tendência linear nos dados, com intercepto e sem tendência;

5 – Tendência quadrática nos dados, com intercepto e com tendência;

IPMA	Argentina			Brasil		Chile		Colômbia		México		Venezuela		EUA		UK		Japão	
Argentina				Rank Lag Modelo	2 1 3	Rank Lag Modelo	0 1 5	Rank Lag Modelo	0 1 1	Rank Lag Modelo	2 1 1	Rank Lag Modelo	0 1 1	Rank Lag Modelo	1 1 2	Rank Lag Modelo	0 1 5	Rank Lag Modelo	0 1 5
Brasil						Rank Lag Modelo	0 1 5	Rank Lag Modelo	0 1 5	Rank Lag Modelo	2 1 5	Rank Lag Modelo	0 1 5	Rank Lag Modelo	1 1 2	Rank Lag Modelo	0 1 1	Rank Lag Modelo	0 1 1
Chile								Rank Lag Modelo	0 1 5	Rank Lag Modelo	1 1 5	Rank Lag Modelo	0 1 5	Rank Lag Modelo	1 1 1	Rank Lag Modelo	0 1 1	Rank Lag Modelo	1 1 5
Colômbia										Rank Lag Modelo	1 1 5	Rank Lag Modelo	0 1 5	Rank Lag Modelo	1 1 1	Rank Lag Modelo	0 1 1	Rank Lag Modelo	0 1 5
México												Rank Lag Modelo	1 1 3	Rank Lag Modelo	2 1 1	Rank Lag Modelo	0 1 1	Rank Lag Modelo	1 1 5
Venezuela														Rank Lag Modelo	1 1 1	Rank Lag Modelo	0 1 1	Rank Lag Modelo	1 1 3
EUA																Rank Lag Modelo	1 1 2	Rank Lag Modelo	1 1 2
UK																		Rank Lag Modelo	0 1 1
Japão																			

**Quadro 08** - Rank de cointegração dos índices das bolsas estudadas, defasagem considerada e modelo adotado para busca de cointegração. IPMA = índice de preços do mercado de ações. Período de 07/12/1994 a 26/04/2000.

Obs: O tipo de modelo e a defasagem são decididos em função do critério Akaike (AIC).

Os modelos são: 1 – Nenhuma tendência nos dados, sem intercepto e sem tendência;

2 – Nenhuma tendência nos dados, com intercepto e sem tendência;

3 – Tendência linear nos dados, sem intercepto e sem tendência;

4 – Tendência linear nos dados, com intercepto e sem tendência;

5 – Tendência quadrática nos dados, com intercepto e com tendência



Os quadros 07 e 08 têm características interessantes. Primeiro, é que parece não haver diferença significativa entre a quantidade de países co-integrados antes e depois do final de novembro de 1994 (16 antes e 17 depois).

Outras considerações podem ser levantadas dos dois subperíodos analisados. Por exemplo, pode-se perceber que na passagem do subperíodo anterior para o posterior os países que aumentaram a co-integração foram Brasil, México, Estados Unidos e Japão, enquanto aqueles que diminuíram a mesma foram Chile, Colômbia, Venezuela e Inglaterra. A Argentina permaneceu com o mesmo número de países co-integrados.

Ao analisar o período inteiro e os subperíodos separadamente, constata-se que os Estados Unidos continuam tendo uma grande quantidade de co-integrações, que são com o Brasil, o Chile, a Colômbia e a Venezuela. O resultado dessa análise induz a concluir que diversificar com esses países não é interessante em longo prazo. Porém, investidores que aplicam na Inglaterra e no Japão, em longo-prazo, parecem não possuir essa preocupação, principalmente no período integral analisado, pois esses países só estão co-integrados com o Chile.

No primeiro subperíodo dentro da América Latina, o Brasil e a Argentina continuam sendo os países menos co-integrados, agora apenas com o Chile. Já no último período analisado, o Chile, a Venezuela e a Colômbia estão co-integradas apenas com o México, o que facilita a diversificação nesses países. Um fator interessante é que no subperíodo mais recente, o Brasil, a Argentina e o México possuem uma co-integração forte, o que gera uma concorrência acirrada entre eles por aplicações. Esses foram, sem dúvida, os países que mais se contaminaram entre si por choques internos ou externos nesse subperíodos marcados por crises financeiras internacionais.

Seria muito interessante entender o sentido no qual as forças que podem levar a co-integração a atuar na direção e no co-movimento, no comportamento do mercado acionário da América Latina. Para aferir esse efeito, recomenda-se utilizar o teste de causalidade de Granger, o qual foi rodado nas séries de retorno para captar essa condição, ou ainda, o poder que uma variável tem de ser explicativa de outra. Isso pode dar uma luz ao investidor no sentido de se preparar para eventuais acontecimentos ou choques.

Na tabela 17 (no apêndice) são apresentados os resultados do teste de causalidade de Granger, testando a hipótese  $H_0$ , isto é, ausência de causalidade entre os países, contra a alternativa da existência de causalidade entre os países envolvidos na pesquisa. Os resultados obtidos indicam que a maioria dos países emergentes na América Latina influencia a todos e sendo influenciado por todos os índices de preços das bolsas de valores envolvidos no estudo, aceitando-se, portanto a hipótese alternativa do teste.

A análise da matriz de correlação, os testes de Dickey e Fuller e Phillips e Perron e os testes de causalidade de Granger já fornecem informações importantes, facilitando, desse modo, a escolha de possíveis ganhos de investimentos com a diversificação de risco na região. As estimativas dos modelos de co-integração e o modelo de correção de erro proporcionaram ainda mais informações refinadas para melhor subsidiar a elaboração das previsões dos retornos dos índices de preços desses países, o que é objeto desta pesquisa.

No tópico a seguir, é aplicado o teste de Johansen para inferir a co-integração no mercado de capitais na América Latina, (México, Argentina, Brasil, Chile, Venezuela e Colômbia) dentre estes e entre os países desenvolvidos (Os Estados Unidos, Inglaterra e Japão). Também é aplicado o modelo vetorial autoregressivo (VAR) contendo uma variável *dummy* assumindo valores 0 e 1 para captar quebra de estrutura quando da ocorrência de crises econômicas pontuais, as quais provocaram efeitos em cadeia nas economias dos países emergentes.

### **5.5 Resultados Empíricos Obtidos com a Análise de Co-integração e Modelo de Correção de Erro**

Os estudos empíricos fundamentam cientificamente os investidores para formar suas carteiras ao basearem suas previsões na estimativa de modelos econométricos aplicados nas séries financeiras. Um dos modelos que fazem esse tipo de previsão é conhecido na literatura de finanças como ECM (Error Correction Model), ou seja, modelo de correção de erro. É importante frisar que esse método trabalha com as diferenças das séries estudadas, o que significa que as previsões serão baseadas nos retornos dos índices de preço do mercado de ações. Quando a previsão é feita por vetores autoregressivos (*VAR*) a correção do modelo se denomina vetor de correção de erro (*VEC*).

Esse trabalho faz as previsões com base no modelo VEC, dessa forma, é importante ter as equações de co-integração conjuntas para todos os países. Os quadros a seguir trazem os testes de co-integração de Johansen para todo o período analisado. Os resultados mostram que existem duas combinações lineares, dentre as possíveis, que denotam co-integração das séries. A tabela 18 (no apêndice) mostra que vetores normalizados são os que representam essa combinação. Esses vetores serão a equação de co-integração que alimentará a correção da previsão.

Um fato importante nesse teste é que variáveis *dummies* foram acrescentadas a ele, pois representam as crises do México em dezembro de 1994, da Ásia em julho de 1997, da Rússia em setembro de 1998 e do Brasil em janeiro de 1999. Essas séries entram como exógenas no teste e captam o impacto desses choques pelo teste de co-integração.

Os resultados da previsão com VEC e com as *dummies* no período inteiro da amostra encontram-se na tabela 20 (continuação no apêndice). A primeira interpretação desse resultado verifica-se com estatística do teste-t entre parênteses, na terceira linha de cada variável, os valores acima de (2) indicam aceitação do modelo de previsão com elevado grau de acerto.

Primeiramente, a tabela analisa as equações de co-integração. O valor da estatística t informa que a equação de co-integração 1 é significativa para quase todos os países em nível de significância de 5% (e para todos se a significância for de 10%). Já a equação de co-integração 2 é significativa para 5 dos 9 países analisados. A teoria, porém, de co-integração afirma que os erros que retornam para corrigir as séries devem ser negativos, pois a co-integração leva a uma superestimação dos valores. Com essa condição, a equação de co-integração 1 só é representativa para a Argentina, enquanto a equação de co-integração 2 só é representativa para o Brasil, o Japão, o México e a Inglaterra, nesse período.

Em seguida, a tabela analisa as variáveis independentes. Logicamente, existem muitas defasagens que não interessariam ao modelo, porém os vetores autoregressivos não permitem a sua eliminação. É mais interessante, então, investigar se as variáveis *dummies* são significativas para cada país. Essa informação conduz a importância desses choques provocando impactos significativos nos retornos do mercado acionário nos países

estudados. Os *softwares* (Eviews e PC Give) econométricos aplicados às séries temporais nos modelos vetoriais autoregressivos (VAR), ajustados às variáveis explicativas dummy (0 ou 1), escolhem apropriadamente as melhores equações propostas nos modelos, conforme equações econométricas estimadas empiricamente demonstradas na tabela 20, no apêndice.

Assim, pode-se perceber que a crise do México teve um impacto significativo nos retornos dos mercados mexicano, chileno, americano e venezuelano (nível de significância de 10%). Ainda, a crise asiática provocou impacto significativo nos retornos dos mercados, chileno, colombiano e venezuelano (nível de significância de 5%). A crise russa foi significativa para os mercados chileno e venezuelano (nível de significância de 10%). A crise brasileira registrou impacto significativo no mercado venezuelano (nível de significância de 10%).

Na última parte da tabela 20 (no apêndice) são apresentadas algumas estatísticas do ajustamento do modelo. As previsões dos retornos em mercados acionários trazem baixos graus de coeficientes de determinações, fato esse comum devido a aleatoriedade das variáveis. Porém, essa é uma situação que chama a atenção, ao indicar que esses coeficientes são relativamente maiores nos países da América Latina. Para essa observação a comparação foi realizada tomando os coeficientes de determinação ajustados, dado que eles são ajustados pelos graus de liberdade. Apesar de estranho, alguns estudos em finanças já chegaram à mesma conclusão (Harvey, 1995), de que é mais fácil fazer previsões em países mais voláteis que em países com menor volatilidade.

Diante do aspecto que existem vetores co-integrados e, conseqüentemente, índices de preços do mercado acionário co-integrados, as previsões seguindo a metodologia do vetor autoregressivo devem incorporar tais vetores (tabela 11) para correção de erros provocada pela estimação viesada dos parâmetros.

**Tabela 11 - Equação de Previsão no Período Total com Vetor de Correção de Erro.**

VEC:	RARG	RBRA	RCHI	RCOL	RJAP	RMEX	RUK	RUSA	RVNZ
EC1	-0.027645 (-2.81641)	0.018798 (2.17728)	0.007446 (1.92116)	0.009946 (2.50916)	0.009704 (2.51413)	0.026600 (3.87783)	0.011893 (3.97089)	0.004278 (1.77117)	0.010004 (1.85901)
EC2	0.025157 (2.74953)	-0.018660 (-2.31868)	0.005605 (1.55154)	0.003949 (1.06870)	-0.008964 (-2.49148)	-0.020668 (-3.23252)	-0.009278 (-3.32335)	-0.002082 (-0.92489)	0.000612 (0.12199)
RARG(-1)	0.002689 (0.07294)	0.042352 (1.30620)	0.020576 (1.41359)	-0.009980 (-0.67046)	0.001395 (0.09626)	0.027849 (1.08109)	-0.011898 (-1.05788)	-0.002645 (-0.29155)	0.004083 (0.20205)
RBRA(-1)	-0.108038 (-2.58339)	0.061364 (1.66818)	0.001784 (0.10802)	0.025125 (1.48777)	0.028962 (1.76109)	-0.005017 (-0.17168)	0.004336 (0.33983)	0.003483 (0.33851)	0.008247 (0.35966)
RCHI(-1)	-0.105791 (-1.04900)	0.055319 (0.62361)	0.081004 (2.03416)	0.000982 (0.02411)	-0.016339 (-0.41198)	0.032997 (0.46821)	0.006176 (0.20071)	0.005208 (0.20988)	-0.022865 (-0.41352)
RCOL(-1)	0.049617 (0.55474)	0.006359 (0.08083)	-0.035447 (-1.00369)	0.086638 (2.39875)	-0.014132 (-0.40180)	-0.011762 (-0.18817)	-0.018652 (-0.68349)	-0.020678 (-0.93956)	0.080661 (1.64489)
RJAP(-1)	0.137415 (1.38716)	-0.147168 (-1.68898)	-0.018134 (-0.46361)	-0.009341 (0.23352)	-0.062114 (-1.59451)	-0.027724 (-0.40048)	-0.018179 (-0.60146)	-0.012805 (-0.52529)	0.054306 (0.99989)
RMEX(-1)	0.040345 (0.69541)	-0.058887 (-1.15394)	-0.020211 (-0.88224)	0.001892 (0.08075)	-0.000412 (-0.01804)	0.005694 (0.14043)	0.019833 (1.12037)	0.014395 (1.00831)	-0.031908 (-1.00315)
RUK(-1)	-0.065706 (-0.42787)	0.094041 (0.69621)	0.015805 (0.26065)	-0.001494 (-0.02409)	-0.000349 (0.00577)	-0.019338 (-0.18020)	-0.018457 (-0.39391)	0.001435 (1.09653)	-0.02084 (-1.21249)
RUSA(-1)	0.276312 (1.45957)	0.468300 (2.81232)	0.194851 (2.60664)	0.084207 (1.10152)	0.050297 (0.67564)	0.319323 (2.41374)	-0.047265 (-0.81827)	-0.079085 (-1.69772)	0.219207 (2.11199)
RVNZ(-1)	0.013763 (0.20679)	-0.083956 (-1.43413)	-0.044649 (-1.69894)	0.020432 (0.76024)	-0.026519 (-1.01324)	-0.026467 (-0.56906)	-0.008765 (-0.43160)	0.005707 (0.34846)	0.129551 (3.55034)
DUM <sub>ASIA</sub>	-0.019887 (-1.36799)	-0.006077 (-0.47525)	-0.016758 (-2.91936)	-0.013845 (-2.35853)	-0.005445 (-0.95240)	0.001824 (0.17950)	0.001577 (0.35562)	-0.001770 (-0.49475)	-0.027986 (-3.51130)
DUM <sub>MEX</sub>	0.012824 (1.34800)	-0.007892 (-0.94314)	0.007252 (1.93058)	0.006575 (1.71157)	-0.004531 (-1.21103)	-0.011127 (-1.67373)	0.000459 (0.15825)	0.005255 (2.24476)	0.015352 (2.94332)
DUM <sub>RUSS</sub>	0.026594 (1.09392)	-0.008067 (-0.37724)	0.016192 (1.68671)	0.011521 (1.17358)	0.014228 (1.48830)	-0.000663 (-0.03901)	-0.003034 (-0.40898)	0.003290 (0.55003)	0.032822 (2.46244)
DUM <sub>BRA</sub>	0.008819 (0.37369)	0.008153 (0.39275)	-0.000808 (-0.08665)	-0.008524 (-0.89444)	-0.006969 (-0.75096)	-0.006041 (-0.36627)	-0.009298 (-1.29128)	-0.006838 (-1.17746)	-0.022426 (-1.73320)
R <sup>2</sup>	0.023644	0.038867	0.054465	0.061269	0.022817	0.035557	0.020076	0.009564	0.051118
R <sup>2</sup> Adj.	0.006187	0.021682	0.037559	0.044485	0.005345	0.018313	0.002555	-0.008144	0.034152
S.E.Q	6.071961	4.697823	0.946724	0.990141	0.938953	2.965231	0.565282	0.367653	1.825174
S.E.	0.088061	0.077458	0.034772	0.035560	0.034629	0.061539	0.026869	0.021669	0.048280
S.D.	0.088335	0.078312	0.035444	0.036379	0.034722	0.062110	0.026903	0.021581	0.049127

Obs: Nas colunas se encontram as variáveis dependentes (R = retorno = diferença dos logaritmos) , enquanto nas linhas as variáveis independentes defasadas de um período dependentes (R<sub>t-1</sub> = retorno defasado um período = diferença dos logaritmos defasado um período), as equações de co-integração (EC) e as variáveis *dummy* (DUM). Assim, RARG representa o retorno do índice da Argentina e assim por diante, DUM<sub>ASIA</sub> representa o choque da crise asiática e assim por diante, e EC1 representa a equação cointegrada 1 e assim por diante. R<sup>2</sup> = coeficiente de determinação. R<sup>2</sup> Adj. = coeficiente de determinação ajustado. S.E.Q.= soma dos resíduos ao quadrado. S.E. = erro padrão da regressão. S.D. = desvio padrão da variável dependente. Valores nos parênteses representam a estatística *t*.

A tabela acima deve ser lida como a equação individual de cada retorno dos índices em cada país (colunas). Na primeira linha, encontram-se as variáveis a serem explicadas. Em seguida estão todas as variáveis que explicam o comportamento do retorno de cada índice. Na última parte da tabela existem algumas estatísticas. Dado que o logaritmo foi usado e o modelo representa uma diferença nas séries, supõe-se que problemas de autocorrelação, heterocedasticidade e de não normalidade dos resíduos não existam. O coeficiente de heterocedasticidade e de não normalidade dos resíduos não existam. O coeficiente de determinação de cada equação é baixo. Fato esperado para séries de retornos cujo princípio de passeio aleatório é mais evidente.

Como feito anteriormente, a próxima etapa do trabalho separa o estudo em dois períodos já predeterminados. As tabelas 21, 22, 23 e 24 (no apêndice) trazem os resultados da co-integração conjunta dos nove países e a previsão por VEC nos dois subperíodos, inclusive os coeficientes normalizados na equação.

Dado que existem vetores co-integrantes nos dois subperíodos só resta ajustar suas previsões de acordo com o modelo de vetor de correção de erros (VEC). As tabelas 25 e 26 (no apêndice), trazem tais previsões com as respectivas estatísticas.

Finalizando, nas tabelas e figuras são apresentadas as estatísticas descritivas do período total e dos subperíodos analisados, a evolução das séries e, por fim, os correlogramas dos índices e dos retornos.

As primeiras três tabelas não trazem informações relevantes à medida que cada índice é constituído em bases diferentes o que pode acarretar distorções de escalas, impedindo comparações. Porém, as três tabelas seguintes são representativas à medida que estão transformadas, pois os índices receberam os logaritmos e foram diferenciados.

Percebe-se que os retornos médios semanais para os países analisados no período total giram aproximadamente entre 0,1% e 0,6%. Pode parecer pouco, mas o acumulado no mês e no ano de valores como esse dá uma rentabilidade interessante para qualquer investidor. Alguns países da América Latina se destacaram com isso, sendo eles a Venezuela, o Chile e o México, por ordem decrescente. Logo, após aparece os Estados Unidos. O Brasil tem o pior desempenho médio nesse período.

O risco, medido pelo desvio padrão, ficou mais acentuado em países como Argentina, Brasil e México. O que parece confirmar que esses países são mais vulneráveis diante dos cenários adversos internacionais. Vale lembrar que esse foi um período caracterizado por intensas reformas estruturais nesses países. Inclusive evidenciando que o risco baixou no segundo subperíodo nos três países, dado que esses países já tinham realizado grande parte das mesmas. Isso leva a uma indagação: como enfrentariam esses países tantas crises, no segundo período analisado, sem tais reformas?

Observando as tabelas dos dois subperíodos fica evidente a máxima do risco-retorno. Na maioria dos países (incluindo todos da América Latina) os riscos maiores no primeiro subperíodo conduziram a retornos maiores, enquanto retornos menores requereram riscos menores.

A figura abaixo é rica, pois, mostra a evolução histórica dos logaritmos dos índices dos preços de mercado dolarizados e indica claras evidências de movimentos conjuntos para alguns países.

Outra informação estatística relevante para demonstrar o verdadeiro comportamento dos dados é a autocorrelação dos mesmos. Sabe-se da importância disso para as estimativas correntes. As figuras a seguir trazem os correlogramas de cada série, primeiro em logaritmo e depois em diferença, a fim de identificar o problema da autocorrelação.

O comportamento para a primeira figura demonstra claramente que os dados de todas as séries logarítmicas são autocorrelacionados, o que mais uma vez conduz a indícios de não estacionariedade.

Já com as diferenças, segunda figura, os dados que representam os retornos das séries apresentam comportamentos perfeitamente estáveis, princípio para a estacionariedade dos mesmos. Pensando no conceito de co-integração, é perfeitamente possível que ela esteja presente nos dados devido aos dois comportamentos antes analisados.

## **CAPÍTULO 6 – CONCLUSÃO**

---

Com a globalização dos mercados e a incorporação das informações econômicas de forma quase instantânea, os fenômenos econômicos parecem ser captados permanentemente pelos países, influenciando o comportamento dos mercados acionários e de capitais dos países emergentes e desenvolvidos e sendo reciprocamente influenciados.

Este trabalho procura medir a co-integração e o seu efeito nas previsões dos retornos das bolsas de valores dos principais países da América latina, dos Estados Unidos, Inglaterra e do Japão. Ainda mais, elaboraram-se testes de significância quando da ocorrência dos choques financeiros assim como para a análise de co-integração e nas previsões.

Os resultados obtidos na pesquisa indicam que existem ganhos limitados quando da diversificação de investimentos na região, haja vista, que parte dos mercados da América Latina (Brasil, Argentina, México, Venezuela, Colômbia e Chile) estão co-integrados.

As previsões, como de costume para os retornos, são pouco eficazes. Porém, essas previsões trazem informações relevantes quanto aos impactos das crises mexicana em 1994, russa em 1998, asiática em 1997 e brasileira em 1999. Algumas dessas crises são realmente significantes tanto para o processo de co-integração, quanto para o processo de previsão de alguns índices e retornos.

A separação em dois períodos mostra que um subperíodo apresenta uma relação de co-integração maior que a do outro subperíodo (quatro equações de co-integração contra uma no primeiro subperíodo) e, ainda, que os coeficientes de determinação melhoram consideravelmente na maioria dos retornos, principalmente nos países da América Latina.



Essa situação é bastante compreensível diante da fragilidade em que se encontram os países da América Latina, em termos nunca antes vistos, quanto à dependência dos fluxos internacionais para fechar os balanços de pagamentos. Dessa forma, ultimamente os investidores internacionais vêem tais países na mesma situação, visualizando que uma crise em um país da América Latina passe quase que instantaneamente a afetar outros países.

A desvalorização da moeda mexicana associada a uma alta política de taxa de juros americana provocou efeitos depressivos na economia brasileira, os quais induziram os efeitos em cadeia nas bolsas de outros países na América Latina. Tais efeitos levaram os Estados Unidos a traçar políticas de cooperação e integração econômica para o México.

Pela análise de correlação e de co-integração dos índices de preços das bolsas de valores da América Latina e entre estes com os países desenvolvidos, os efeitos em cadeia, por muitas vezes, são causados pelo comportamento simultâneo nos mercados acionários que influenciam decisivamente no mercado de capitais na região.

Os resultados obtidos na pesquisa evidenciam através dos testes de estacionariedade dos dados (Dickey e Fuller e Phillips e Perron) e dos testes de causalidade de Granger, das análises das matrizes de correlação e de co-integração e dos modelos de previsão dessas variáveis financeiras e elevados graus de integração entre os países desenvolvidos. Esses países competem entre si com taxas de retorno normais dos seus ativos, enquanto que, os países emergentes da América Latina apresentam taxas de retorno extremamente elevadas, em decorrência dos níveis de volatilidade e riscos desses países, que necessitam de financiamentos substanciais para cobrir suas transações correntes e o seu balanço de pagamentos.

Os modelos de correção de erros têm diversas implicações quando as variáveis são co-integradas, tanto no curto quanto no longo prazo, objetivando o modelo de previsão que capte o movimento e o equilíbrio dos índices de preço das bolsas de valores dos países pesquisados. Os testes  $F$  das variáveis explicativas diferenciadas nos fornecem uma indicação das causas e dos efeitos de curto prazo, e o Modelo de Correção de Erros contém as informações defasadas que são incorporadas nas equações empíricas estimadas, objetivando o equilíbrio de longo prazo e as relações de co-integração.

Os resultados foram baseados no Modelo de Correção de Erros que capta as flutuações e os movimentos em todos os mercados. A importância dos mercados de ações argentino e brasileiro explica-se pelo co-movimento dos índices dos preços das bolsas de valores dos países envolvidos na pesquisa, decorrentes do efeito contágio que se propagaram após a ocorrência das crises mexicana, asiática, russa, argentina e brasileira.

A análise das matrizes de correlação dos índices dos preços das bolsas de valores dos países emergentes indica o crescimento progressivo integrado desses países latino-americanos com os países desenvolvidos selecionados. Os resultados da análise de co-integração vieram corroborar o elevado nível de integração desses países emergentes com os mercados de capitais dos países desenvolvidos, mesmo quando se efetuam os testes empíricos para os períodos que ocorreram as turbulências econômicas e financeiras do tipo efeito tequila (México), efeito resfriado (Rússia), as crises dos tigres asiáticos e a crise brasileira ocorrida na década de 90. O grau de integração dos mercados de capitais da América Latina também, explica-se pelas políticas adotadas com diversas desregulamentações, planos de privatizações e blocos comerciais, os quais conduzem a integração dos mercados. Por exemplo, o Mercosul, é composto de um acordo comercial entre Argentina, Brasil, Paraguai e Uruguai (Chile e Bolívia aparecem como membros associados). Esse bloco apresenta 70% da economia cone-sul-americano, com participação de mais de duzentos milhões de consumidores.

Ao se utilizar o método estatístico de correção de erro VEC, estabelece-se inter-relações que captam o equilíbrio de longo prazo, auxiliando na previsão do mercado acionário latino americano. As flutuações dos preços no mercado acionário dos países emergentes, pode ser melhor estimados por esse modelo quando da ocorrência das crises financeiras acima referidas, constatados pelos estudos empíricos estimados.

Ao analisar o subperíodo mais recente, investidores que aplicam no Japão perdem margem de diversificação, pois aumenta a co-integração para com o Chile, o México e a Venezuela. Por outro lado, os investidores que aplicam na Inglaterra podem diversificar com todos os países da América Latina.

Para diversificação no longo-prazo entre os países da América Latina, o período inteiro diz que os investidores que aplicam no Brasil estão em melhores situações, em termos

relativos, pois seu mercado está co-integrado apenas com o Chile e a Venezuela. Já os investidores que aplicam no Chile e na Venezuela não possuem opções para diversificar entre os países da América Latina estudados, pois existe co-integração com a maioria dos países envolvidos na pesquisa.

Dentre outros fatores, que também têm estimulado o grau de integração entre esses países na região, pode-se citar as medidas de regulamentação e liberação dos mercados, os rápidos desenvolvimentos em tecnologia e comunicação, os sistemas transacionais computadorizados e o aumento crescente das atividades das corporações multinacionais. Adicionam-se a esses fatores de natureza macroeconômica, a formação de blocos comerciais comuns NAFTA e MERCOSUL, que amplia ainda mais o sistema econômico integrado pela proximidade do mercado acionário que constitui estes blocos regionais.

Mais especificamente, os Estados Unidos estão co-integrados com todos os países da América Latina. Parece que como um país de maior influência não só econômico-financeira, mas, sobretudo, política, as suas atuações no cenário internacional condicionam também o que acontece nos países da América Latina. Assim, não parece ser vantajoso para um investidor que investe nos Estados Unidos diversificar seus investimentos ao aplicar nos países da América Latina.

Aos olhos dos investidores internacionais que buscam diversificar seus *portfolios* aplicando em países diversos, quem possui aplicações nos EUA e Japão detém, no segundo período, menor margem de diversificação. Nesse contexto, os resultados obtidos através dos testes empíricos que estimaram os co-movimentos dos índices de preço das bolsas de valores dos países emergentes (Brasil, Argentina, Venezuela, Chile e Colômbia), dentre eles e entre os países desenvolvidos, considerando, inclusive, os períodos das crises financeiras na década de 90, evidenciam que os potenciais ganhos de investimento com as diversificações de risco no mercado de capitais da América Latina são limitados, em virtude do grau de integração e co-integração desses mercados latino-americanos no cenário internacional.

Como sugestão para estudos futuros, fica a utilização dos métodos econométricos abordados na metodologia, pesquisando o efeito contágio entre os países da América Latina e desenvolvidos através dos dados das taxas de juro e das taxas de câmbio.

Sugere-se também a aplicação de volatilidade (ARCH, GARCH e TAGARCH) conjuntamente com os métodos econométricos desenvolvidos por Johansen na identificação do efeito contágio entre os países da América Latina e os desenvolvidos.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

---

AGGARWAL, Raj; MOHANTY, Sunil; SONG, Frank. Area Survey Forecasts of Macroeconomic Variables Rational? *Journal of Business*. 1995, v. 68, n. 1, p.99-119.

AGMON, Tamir e LESSARD, Donald. Investor Recognition of Corporate International Diversification. *The Journal of Finance*. September, 1977, v. XXXII, n. 4, p.1049-1055.

AMMER, John e MEI, Jianping. Measuring International Economic Linkages with Stock Market Data. *The Journal of Finance*. December, 1994, p.1743-1763.

ARSHANAPALLI, Bala e DOUKAS, John. International Stock Market Linkages: Evidence from Pre- and Post-October, 1987 Period. *Journal of Banking and Finance*. June, 1992, v. 17, p. 193-208.

BAILEY, Warren e STULZ, Rene M. Beneficits of International Diversification: the Case of Pacific Basin Stock Markets. *The Journal of Portfolio Management*, 1990, p. 57-61.

BECKERS, Stan; CONNOR, Gregory; CURDS, Ross. National Versus Global Influences on Equity Returns. *Financial Analysts Journal*. March/April, 1996. p. 31-39.

BEKAERT, Geert; HARVEY, Campbell R.; LUMSDAINE, Robin L. Dateing the Integration of World Equity Markets. *National Bureau of Economic Research*. Cambridge, MA02138. April, 7, 1998.

BEKAERT, Geert e HARVEY, Campbell R. Time-Varying World Market Integration. *The Journal of Finance*. June, 1995. v. 50. n. 2. p. 403-444.

BEKAERT, Geert; ERB, Claude B.; HARVEY Campbell R.; VISCANTA, Tadas. The Cross-sectional Determinants of Emerging Equity Market Returns. In: *CONFERENCE ON The Future of Emerging Market Capital Flows*, New York: New York University, 1996. p. 221-272.

CHEN, Nai-Fu; ROLL, Richard; ROSS, Stephen A. Economic Forces and The Stock Market. *Journal of Business*. July, 1986. v. 59, n. 3, p. 383-403.

CNBV, Comissão Nacional de Bolsas de Valores. 2. ed. São Paulo: Editora Campus, 2002.

COSTA, Newton C. A. Jr; LEAL, Ricardo P.C.; LEMGRUBER, Eduardo Facó. ***Mercado de Capitais: análise empírica no Brasil***. São Paulo: Atlas, 2000.

COSTA, Newton C.A. Jr e CERETA, Paulo S. International Portfolio Diversification: The Case of Latin American Markets, March in: Kotabe, M.; Leal, R.P.C. (edit) *Market Revolution in Latin America: beyond Mexico*. Elsevier Science, 2001.

DE LURGIO, Stephen A. *Forecasting Principles and Applications*. First Edition. Irwin McGraw-Hill. New York, 1998.

DICKEY, D.A. e FULLER, W.A. Distribution of The Estimators For Autoregressive Times Series With a Unit Root. ***Journal of The American Statistical Association***. June, 1979. v. 74, n. 366, p. 427-431.

\_\_\_\_\_. Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Times Series With a Unit Root. ***Econometrica***. July, 1981. v. 49, n. 4, p. 1057-1072.

ENDERS, Walter e HURN, Stan. The Theory of Generalized Purchasing Power Parity. ***Review of International Economics***. 1994. v. 2. p. 179-190.

ENDERS, Walter. ***Applied Econometric Times Series***. John Wiley & Sons, Inc. New York, 1995.

\_\_\_\_\_. Arima and Cointegration Tests of PPP Under Fixed and Flexible Exchange Rate Regimes. ***The Review of Economics and Statistics***. 1995. p. 504-508.

ENGLE, R. F. e GRANGER, W. J. Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. ***Journal of the Econometric Society***. March, 1987. v. 55, n. 2, p. 251-76.

ERB, Claude B.; HARVEY, Campbell R.; VISKANTA, Tadas E. Forecasting International Equity Correlations. ***Financial Analysts Journal***. November/December, 1994,. p. 32-45.

\_\_\_\_\_. Inflation and World Equity Selection. ***Financial Analysts Journal***. November/December, 1995. p. 28-42.

ERB, Claude B.; HARVEY, Campbell R.; VISKANTA, Tadas E. Political Risk, Economic Risk, and Financial Risk. ***Financial Analysts Journal***. November/December, 1996. p. 29-45.

ERRUNZA, Vihang; LOSQ, Etienn; PADMANABHAN, Prasad. Tests of Integration, Mild Segmentation and Segmentation Hypotheses. ***Journal of Banking and Finance***. August, 1992. v. 16, p. 949-972.

EUN, Cheol S. e SHIM, Sangdal. International Transmission of Stock Market Movements. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. June, 1989. v. 24, n. 2, p. 241-256.

FAMA, E. F. Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *Journal of Finance*. May, 1970. v. 25, p. 383-417.

FORBES, Kristin e RIGOBON, Robert. Contagion In Latin America: Definitions, Measurement, and Policy Implications Working Paper 7885. <http://www.nber.org/papers/w7885>. *National Bureau of Economics Research*, September 2000.

GOKCAN, Suleyman. A Dynamic Model of Stock Market Integration Between Emerging and Developed Markets. *Discussion paper*. The City University of New York, October, 1998.

GRANGER, C. W. J. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods. *Econometrica*. July, 1969. v. 37, n. 3, p. 424-439.

GRANGER, C.W.J. e NEWBOLD, P. Spurious Regressions in Econometrics. *Journal of Econometrics*. December, 1974. v. 2, p. 111-120.

GREEN, William H. *Econometric Analysis*. 3 rd ed. Prentice Hall, 1997. p.823-870.

GRIFFITHS, William E.; HILL, R. Carter; G. Judge, George. Learning and Practicing Econometrics. Canadá, 1998.

GUJARATY, N. Domadar. *Basic Econometric*. Third Edition. McGraw-Hill, 1995.

HAMILTON, James D. Times Serial Analysis, Princeton University Press, Princeton, New Jersey, 1994.

HARVEY, Campbell R. Predictable Risk and Returns in Emerging Markets. *The Review of Financial Studies*. 1995. v. 8, n. 3, p. 773-816.

HAWAWINI, Gabriel. Equity Price Behavior: Some Evidence from Markets around the World. *Journal of Banking and Finance*. France, 1994. v. 18, p. 603-620.

JOHANSEN, Soren e JUSELIUS, Katarina. Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 1990. v. 52, p. 169-210.

\_\_\_\_\_. Testing Structural Hypotheses in a Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and The UIP for U.K. *Journal of Econometrics*. May, 1992. v. 53, p. 211-244.

JOHANSEN, Soren. Identifying Restrictions of Linear Equations with applications to Simultaneous Equations and Cointegration. *Journal of Econometrics*. Copenhagen, 1995. v. 69, p. 111-132.

\_\_\_\_\_. Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*. January, 1988. v. 12, p. 231-254.

KENNEDY, Peter. *A Guide to Econometrics*. 4 rd ed. The MIT Press, 1998.

LEITE, H. Paula e SANVICENTE, Antônio Zoratto. *Índice Bovespa: um padrão para os investimentos brasileiros*. São Paulo: Atlas, 1995.

MADDALA, G. S. *Introduction to Econometrics*. 2 nd ed. Ed. Prentice Hall, 1992.

MADURA, Jeff. *International Financial Management*. Florida: Ed. South-Western College Publishing, 1998.

MARKOWITZ, Harry. Portfolio Selection. *The journal of finance*. March, 1952. v. VII, n. 1, p. 77-91.

PEREIRA, Antonio F. O. A.; COSTA Jr.; Newton C. A.; DANTAS, Anderson Barros. Causalidade e Co-integração das Principais Bolsas de Valores do Mundo e da América Latina. *24º Encontro da Anpad 2000*. Florianópolis: Anais da Enanpad, setembro de 2000.

PERRON, Pierre. The Great Crash, The Oil Price Shock, and The Unit Root Hypothesis. *Econometrica*. November, 1989. v. 51, n. 6, p. 1361-1401.

PHILLIPS, P. e PERRON Pierre. Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*. 1988. v. 75, p. 335-346.

PINDYCK, Robert S. and RUBINFELD, D. L. *Econometrics Models and Economic Forecast*. McGraw-Hill, 1991.p. 289.

RAO, B. Baskara. *Cointegration for The Applied Economist*. London: The Macmillan Press Ltd, 1994.

RATNER, Mitchell; LEAL, Ricardo P. C; KOTABE, M. Causal Relations Among Emerging Market Stock Returns, Interest Rates, and Inflation. Market Revolution in Latin América: beyond Mexico. New York, Elsevier Science, 2001.

SANVICENTE, Antonio Z. A Integração do Mercado Brasileiro de Ações ao Mercado Internacional: Uma Aplicação de Análise de Co-integração. *Resenha BM&F*, 1998. n. 125, p. 31-43.



SHAPIRO, Alan C. International Portfolio Investment. *Foundations of Multinational Financial Management*. New Jersey: Prentice Hall, Inc. 1998. 3<sup>a</sup> ed.

SHARPE, William F. Risk, Market Sensitivity, and Diversification. *Financial Analysts Journal*. January/February, 1964.

SOLNIK, B. H. *International Investments*. 3<sup>rd</sup> ed. Addison-Wesley Publishing Company, 1996, p. 80.

\_\_\_\_\_. Testing International Asset Pricing: Some Pessimistic Views. *The Journal of Finance*. May, 1977. v. 32, n. 2, p. 503-512.

SOLNIK, Bruno H. e FREITAS Arlei. International Factors of Stock Price Behavior. Recent Developments in International Banking and Finance. *Lexington / D.C. Heath*. 1988. p. 1-18.

VALLE, Rene Shanchez. A Cointegration Analysis of Latin American Stock Markets and The U.S.. *Discussion paper*. University of Exeter, 1998.

VASCONCELLOS, Marco Antonio Sandoval e ALVES, Denisard. Manual de Econometria. São Paulo. Atlas, 2000.

WHEATLEY, Simon. Some Tests of International Equity Integration. *Journal of Financial Economics*. March, 1988. p. 177-212.

## APÊNDICE

**Tabela 12** - Teste Dickey-Fuller para raiz unitária das séries estudadas.

ADF							
	Lags(k)	Restrições					
		Nenhuma	AIC	Intercepto	AIC	Int. e Tendência	AIC
LNArgentina	10	0.898504	-2.00453	-1.60067	-2.00601	-2.721295	-2.01006
LNBrasil	1	0.325555	-2.25725	-1.746494	-2.25881	-2.580114	-2.26085
LNChile	8	1.874661	-3.85863	-2.312692	-3.86487	-1.232387	-3.86246
LNColômbia	1	1.378614	-3.80165	-1.708189	-3.80396	0.166617	-3.80325
LMéxico	4	0.735501	-2.80956	-1.985757	-2.81269	-2.437008	-2.81349
LVenezuela	4	1.828273	-3.18054	-1.695209	-3.18402	-1.638598	-3.18332
LNJapão	12	1.351079	-3.86224	** -3.335211	-3.87439	-2.890815	-3.87245
LNUK	8	2.526682	-4.38349	-2.007363	-4.38718	* -3.397016	-4.39570
LNUSA	3	* 3.878737	-4.83042	0.163152	-4.82798	-1.656386	-4.82932
dLNArgentina	12	* -8.343217	-2.00295	* -8.43606	-2.00238	* -8.4532	-2.00033
dLNBrasil	1	* -18.69988	-2.25818	* -18.69891	-2.25603	* -18.68771	-2.25355
dLNChile	8	* -8.89088	-3.85964	* -9.244033	-3.86459	* -9.495662	-3.86765
dLNColômbia	1	* -15.99144	-3.82003	* -16.06731	-3.82014	* -16.1925	-3.82178
dLMéxico	2	* -15.27023	-2.71851	* -15.35344	-2.71877	* -15.383	-2.71745
dLVenezuela	12	* -5.727083	-3.18247	* -6.099403	-3.18544	* -6.20921	-3.18465
dLNJapão	3	* -14.04036	-3.87479	* -14.14208	-3.87543	* -14.27772	-3.87706
dLNUK	3	* -13.58916	-4.38152	* -13.87272	-4.38717	* -13.91289	-4.38605
dLNUSA	2	* -16.75514	-4.81419	* -17.34231	-4.83044	* -17.34478	-4.82837

\* Aceita-se a hipótese de estacionariedade a 1% de significância. \*\* Aceita-se a hipótese de estacionariedade a 5% de significância. \*\*\* Aceita-se a hipótese de estacionariedade a 10% de significância.

**Tabela 13** - Teste Phillips-Perron para raiz unitária das séries estudadas.

PP							
Truncagem		Restrições					
		Nenhuma	AIC	Intercepto	AIC	Int. e Tendência	AIC
LNArgentina	6	0.819899	-2.01477	-1.6553	-2.01627	-2.869182	-2.01978
LNBrasil	6	0.305241	-2.25593	-1.810824	-2.25700	-2.677287	-2.25853
LNChile	6	2.226144	-3.83657	-2.426714	-3.84633	-1.081613	-3.84399
LNColômbia	6	1.196164	-3.78827	-1.644847	-3.79117	-0.11452	-3.79185
LMéxico	6	1.11396	-2.71846	-1.813779	-2.72105	-1.950345	-2.71933
LVenezuela	6	2.647448	-3.18419	-1.74652	-3.19103	-1.118952	-3.18856
LNJapão	6	1.394427	-3.88227	** -3.35442	-3.89435	-2.905956	-3.89232
LNUK	6	**2.529733	-4.39331	-1.998961	-4.39666	** -3.494901	-4.40629
LNUSA	6	*3.768491	-4.83421	0.096851	-4.83181	-1.81723	-4.83400
dLNArgentina	6	*-28.86058	-2.01422	*-28.88593	-2.01346	*-28.87925	-2.01137
dLNBrasil	6	*-26.63556	-2.25962	*-26.62801	-2.25749	*-26.61227	-2.25502
dLNChile	6	*-25.694	-3.84016	*-25.86857	-3.84772	*-25.98534	-3.85204
dLNColômbia	6	*-25.40854	-3.80177	*-25.46006	-3.80280	*-25.54722	-3.80572
dLMéxico	6	*-27.2435	-2.71892	*-27.28563	-2.71957	*-27.29617	-2.71836
dLVenezuela	6	*-24.34913	-3.19687	*-24.59008	-3.20767	*-24.63675	-3.20827
dLNJapão	6	*-29.26821	-3.88107	*-29.33917	-3.88187	*-29.43848	-3.88362
dLNUK	6	*-29.3802	-4.38762	*-29.63919	-4.39405	*-29.66745	-4.39301
dLNUSA	6	*-28.85682	-4.81832	*-29.33776	-4.83327	*-29.33109	-4.83114

Aceita-se a hipótese de estacionariedade a 1% de significância. \*\* Aceita-se a hipótese de estacionariedade a 5% de significância. \*\*\* Aceita-se a hipótese de estacionariedade a 10% de significância.

**Tabela 14** - Teste ADF para níveis e primeira diferença do LN dos índices de preços do mercado acionário no primeiro subperíodo analisado.

ADF - 02/01/1985 a 30/11/1994							
	Lags(k)	Restrições					
		Nenhuma	AIC	Intercepto	AIC	Int. e Tendência	AIC
LNArgentina	12	0.990997	-1.66643	-1.109748	-1.66588	-3.087779	-1.67836
LNBrasil	1	0.410238	-2.02122	-1.624769	-2.02281	-1.864054	-2.02149
LNChile	4	2.717788	-3.79816	-0.956722	-3.79821	-3.025834	-3.81065
LNCôlômbia	4	2.343262	-3.81084	-0.046410	-3.80735	-2.188717	-3.81367
LNMéxico	4	1.109979	-2.70254	-1.222275	-2.70269	*-4.07695	-2.72803
LVenezuela	1	2.920283	-3.28082	-1.312699	-3.28424	-0.985781	-3.28107
LNJapão	5	1.471901	-3.76687	***-2.794729	-3.77917	-2.092876	-3.77564
LNUK	9	2.021066	-4.15224	***-2.725089	-4.16422	-2.672984	-4.16573
LNUSA	5	1.870118	-4.80496	-1.941395	-4.80921	** -3.543970	-4.82440
dLNArgentina	2	*-11.71465	-1.69191	*-11.75775	-1.69002	*-11.74601	-1.68616
dLNBrasil	1	*-15.19973	-2.02124	*-15.20060	-2.01802	*-15.20713	-2.01504
dLNChile	8	*-6.871497	-3.77983	*-7.618088	-3.79544	*-21.04925	-3.74953
dLNCôlômbia	7	*-4.668115	-3.83101	*-4.924038	-3.83188	*-4.916016	-3.82809
dLNMéxico	7	*-7.376197	-2.71104	*-7.558498	-2.71219	*-7.554453	-2.70844
dLVenezuela	12	*-4.136316	-3.25489	*-4.509862	-3.25742	*-4.573337	-3.25495
dLNJapão	12	*-5.489239	-3.74769	*-5.705697	-3.74848	*-6.017269	-3.75155
dLNUK	8	*-8.436640	-4.14809	*-8.743917	-4.15354	*-8.929872	-4.15557
dLNUSA	17	*-6.123274	-4.76818	*-6.655232	-4.77705	*-6.792399	-4.77683

\* Aceita-se a hipótese de estacionariedade a 1% de significância. \*\* Aceita-se a hipótese de estacionariedade a 5% de significância. \*\*\* Aceita-se a hipótese de estacionariedade a 10% de significância.

**Tabela 15** - Teste P-P para níveis e primeira diferença do LN dos índices de preços do mercado acionário no primeiro subperíodo analisado.

PP - Período 02/01/1985 a 30/11/1994							
Truncagem	Restrições						
	Nenhuma	AIC	Intercepto	AIC	Int. e Tendência	AIC	
LNArgentina	5	0.859746	-1.69019	-1.254268	-1.68998	-3.208845	-1.70058
LNBrasil	5	0.400760	-2.02054	-1.687437	-2.02100	-1.924285	-2.01972
LNChile	5	3.463070	-3.77095	-0.851982	-3.77128	-2.538418	-3.77591
LNColômbia	5	2.898358	-3.79246	0.198338	-3.78863	-1.965636	-3.79213
LMéxico	5	1.617688	-2.58270	-0.995915	-2.58194	-2.999200	-2.58923
LVenezuela	5	2.811748	-3.26615	-1.270548	-3.27072	-1.086749	-3.26709
LNJapão	5	1.636659	-3.77617	** -2.870063	-3.78915	-2.089643	-3.78574
LNUK	5	1.750735	-4.15967	*** -2.611762	-4.16980	-2.964400	-4.17394
LNUSA	5	1.937024	-4.80577	-1.944659	-4.80997	** -3.524791	-4.82338
dLNArgentina	5	* -23.29619	-1.68917	* -23.32689	-1.68788	* -23.30554	-1.68402
dLNBrasil	5	* -21.26910	-2.02475	* -21.26201	-2.02156	* -21.25879	-2.01861
dLNChile	5	* -21.51351	-3.77357	* -21.51351	-3.77357	* -21.49968	-3.77005
dLNColômbia	5	* -21.03120	-3.77648	* -21.34090	-3.79233	* -21.34919	-3.79008
dLMéxico	5	* -22.42055	-2.57659	* -22.53498	-2.58049	* -22.51813	-2.57679
dLVenezuela	5	* -19.59481	-3.26824	* -19.92625	-3.28476	* -19.94698	-3.28305
dLNJapão	5	* -22.90577	-3.77099	* -23.02569	-3.77361	* -23.18518	-3.77775
dLNUK	5	* -22.99341	-4.15410	* -23.13087	-4.15715	* -23.20548	-4.15738
dLNUSA	5	* -23.08121	-4.79877	* -23.24109	-4.80320	* -23.26726	-4.80149

\* Aceita-se a hipótese de estacionariedade a 1% de significância. \*\* Aceita-se a hipótese de estacionariedade a 5% de significância. \*\*\* Aceita-se a hipótese de estacionariedade a 10% de significância.

**Tabela 16** - Teste ADF para níveis e primeira diferença do LN dos índices de preços do mercado acionário no segundo subperíodo analisado.

ADF - 07/12/1994 a 26/04/2000							
Lags(k)	Restrições						
	Nenhuma	AIC	Intercepto	AIC	Int. e Tendência	AIC	
LNArgentina	7	0.279030	-3.21841	-1.988410	-3.22581	-2.472669	-3.22658
LNBrasil	8	-0.056530	-2.90787	-2.084512	-2.91661	-2.074864	-2.90965
LNChile	3	-0.392687	-4.04178	-2.085225	-4.05013	-2.811025	-4.05582
LNColômbia	10	-1.429776	-3.84215	-0.540757	-3.83590	-1.614328	-3.83834
LNMéxico	2	-0.252018	-3.08240	** -2.999912	-3.10702	-4.286178	-3.13575
LVenezuela	1	1.080994	-3.06860	-1.765106	-3.07355	-0.988147	-3.06837
LNJapão	1	0.030456	-4.11372	-1.218416	-4.11194	-0.712433	-4.10849
LNUK	12	2.020903	-5.03183	-1.333269	-5.03221	-1.363671	-5.02954
LNUSA	12	3.861576	-4.87460	-1.158359	-4.87516	-2.659999	-4.89226
dLNArgentina	6	* -7.771600	-3.28535	* -7.755007	-3.27920	* -7.769897	-3.27416
dLNBrasil	12	* -6.092979	-2.76660	* -6.090304	-2.76092	* -6.086261	-2.75497
dLNChile	9	* -6.653096	-4.01324	* -6.636016	-4.00709	* -6.633054	-4.00135
dLNColômbia	1	* -10.258880	-3.82684	* -10.311030	-3.82401	* -10.330930	-3.81967
dLNMéxico	1	* -9.655130	-3.15052	* -9.646234	-3.14471	* -9.714639	-3.14245
dLVenezuela	1	* -10.601830	-3.01333	* -10.650680	-3.01037	* -10.704830	-3.00771
dLNJapão	1	* -12.316500	-4.22877	* -12.296660	-4.22264	* -12.335330	-4.21958
dLNUK	1	* -12.923720	-5.04008	* -13.094080	-5.04402	* -13.074480	-5.03791
dLNUSA	3	* -8.534351	-4.91482	* -9.283760	-4.94269	* -9.286718	-4.93735

\* Aceita-se a hipótese de estacionariedade a 1% de significância. \*\* Aceita-se a hipótese de estacionariedade a 5% de significância. \*\*\* Aceita-se a hipótese de estacionariedade a 10% de significância.

**Tabela 17** - Teste P-P para níveis e primeira diferença do LN dos índices de preços do mercado acionário no segundo subperíodo analisado.

PP - Período 07/12/1994 a 26/04/2000							
Truncagem	Restrições						
	Nenhuma	AIC	Intercepto	AIC	Int. e Tendência	AIC	
LNArgentina	5	0.210866	-3.22183	-2.29242	-3.23095	-2.767907	-3.23077
LNBrasil	5	-0.060082	-2.91464	-2.128764	-2.92028	-2.127279	-2.91353
LNChile	5	-0.447427	-4.00100	-1.825543	-4.00210	-2.297841	-3.99860
LNColômbia	5	-1.231248	-3.81709	-0.735485	-3.81030	-1.897832	-3.81216
LMéxico	5	-0.224191	-3.03072	***-2.642218	-3.04032	** -3.946517	-3.07193
LVenezuela	5	1.066069	-3.04884	-1.745862	-3.05420	-0.989996	-3.05089
LNJapão	5	0.024163	-4.10906	-1.342531	-4.10864	-0.873485	-4.10384
LNUK	5	2.323982	-5.04330	-1.415237	-5.04377	-1.308926	-5.04272
LNUSA	5	3.825929	-4.88653	-1.159219	-4.88556	** -3.496539	-4.91992
dLNArgentina	5	*-17.63845	-3.27819	*-17.61210	-3.27205	*-17.59738	-3.26670
dLNBrasil	5	*-17.61424	-2.77675	*-17.59219	-2.77086	*-17.56766	-2.76478
dLNChile	5	*-15.89089	-4.01899	*-15.86872	-4.01286	*-15.85046	-4.00693
dLNColômbia	5	*-15.41814	-3.81577	*-15.44694	-3.81367	*-15.46812	-3.81005
dLMéxico	5	*-15.88278	-3.12089	*-15.86664	-3.11508	*-15.91586	-3.11484
dLVenezuela	5	*-15.60815	-3.00949	*-15.64504	-3.00727	*-15.68904	-3.00522
dLNJapão	5	*-20.33743	-4.22524	*-20.30834	-4.21913	*-20.34867	-4.21662
dLNUK	5	*-21.15191	-5.04257	*-21.37809	-5.04775	*-21.34592	-5.04164
dLNUSA	5	*-18.87006	-4.91814	*-19.55592	-4.94596	*-19.54036	-4.94050

\* Aceita-se a hipótese de estacionariedade a 1% de significância. \*\* Aceita-se a hipótese de estacionariedade a 5% de significância. \*\*\* Aceita-se a hipótese de estacionariedade a 10% de significância.

**Tabela 18** - Teste de Causalidade de Granger no Período Total.

Teste de Causalidade de Granger 02/01/85 a 26/04/00			
Hipótese Nula	Lag	Teste-F	Prob
DLNBRASIL não causa DLNARG	1	4.79947	0.028760
DLNMEXICO não causa DLNBRASIL	4	3.09165	0.015340
DLNUK não causa DLNBRASIL	4	2.85333	0.022940
DLNUSA não causa DLNBRASIL	1	13.31480	0.000280
DLNMEXICO não causa DLNCHILE	6	5.21920	0.000028
DLNUSA não causa DLNCHILE	1	7.93864	0.004960
DLNBRASIL não causa DLNCOLOMB	8	2.22326	0.018900
DLNUK não causa DLNMEXICO	4	6.87779	0.000019
DLNUSA não causa DLNMEXICO	1	7.67033	0.005740
DLNUK não causa DLNMEXICO	6	4.58754	0.000140
DLNARG não causa DLNVNZ	2	3.67040	0.025900
DLNBRASIL não causa DLNVNZ	7	2.10731	0.040620
DLNCOLOMB não causa DLNVNZ	4	2.73514	0.027960
DLNJAPAO não causa DLNVNZ	6	2.12550	0.048370
DLNMEXICO não causa DLNUSA	5	2.43914	0.033110
DLNCOLOMB não causa DLNUSA	8	2.04146	0.032490
DLNCOLOMB não causa DLNJAPAO	6	2.79258	0.010780



**Tabela 19** - Teste de Cointegração Johansen para Todas as Séries em Conjunto no Período Total.

Eigenvalor	Razão de Máxima verossimilhança	5 Por cento Valor Crítico	1 Por cento Valor Crítico	Hipótese No. de CE(s)
0.066577	205.8269	175.77	181.44	Nenhuma **
0.058913	150.8472	141.20	152.32	Ao menos 1 *
0.041452	102.3927	109.99	119.80	Ao menos 2
0.028594	68.60866	82.49	90.45	Ao menos 3
0.025609	45.45823	59.46	66.52	Ao menos 4
0.015328	24.75594	39.89	45.58	Ao menos 5
0.009946	12.42967	24.31	29.75	Ao menos 6
0.005123	4.453390	12.53	16.31	Ao menos 7
0.000445	0.355099	3.84	6.51	Ao menos 8

\*(\*\*) denota rejeição da hipótese a 5%(1%) nível de significância.

O teste L.R. indica 2 equações cointegrantes a 5% de significância. O lag utilizado definido pelo AIC foi de 2. Series exógenas foram utilizadas no teste, sendo elas as dummies representando as crises da Ásia, México, Rússia e Brasil. O modelo escolhido pelo AIC foi 1: nenhuma tendência nos dados, sem intercepto e sem tendência.

**Tabela 20** - Coeficientes de Cointegração Normalizados do Teste para Toda Série.

2 Equações de Cointegração								
LNARG	LNBRASIL	LNCHILE	LNCOLOM	LNJAPAO	LN MEXICO	LNUK	LNUSA	LNVNZ
1.000000	0.000000	-1.223112	-0.691531	0.830001	0.465879	-0.465061	-0.450318	0.349134
		(0.47209)	(0.30701)	(0.38545)	(0.39757)	(1.23807)	(0.94855)	(0.20732)
0.000000	1.000000	-1.249651	-0.873031	-0.079217	1.594077	2.979191	-3.643037	0.290652
		(0.49579)	(0.32242)	(0.40481)	(0.41753)	(1.30024)	(0.99617)	(0.21773)
Log likelihood		12921.82						

**Tabela 21** - Equação de Previsão no Período Total com Vetor de Correção de Erro.

VEC:	D(LNARG)	D(LNBRA)	D(LNCHI)	D(LNCOL)	D(LNJAP)	D(LNMEX)	D(LNUK)	D(LNUSA)	D(LNVNZ)
CointEq1	-0.027645 (0.00982) (-2.81641)	0.018798 (0.00863) (2.17728)	0.007446 (0.00388) (1.92116)	0.009946 (0.00396) (2.50916)	0.009704 (0.00386) (2.51413)	0.026600 (0.00686) (3.87783)	0.011893 (0.00299) (3.97089)	0.004278 (0.00242) (1.77117)	0.010004 (0.00538) (1.85901)
CointEq2	0.025157 (0.00915) (2.74953)	-0.018660 (0.00805) (-2.31868)	0.005605 (0.00361) (1.55154)	0.003949 (0.00369) (1.06870)	-0.008964 (0.00360) (-2.49148)	-0.020668 (0.00639) (-3.23252)	-0.009278 (0.00279) (-3.32335)	-0.002082 (0.00225) (-0.92489)	0.000612 (0.00502) (0.12199)
D(LNARG(-1))	0.002689 (0.03686) (0.07294)	0.042352 (0.03242) (1.30620)	0.020576 (0.01456) (1.41359)	-0.009980 (0.01489) (-0.67046)	0.001395 (0.01450) (0.09626)	0.027849 (0.02576) (1.08109)	-0.011898 (0.01125) (-1.05788)	-0.002645 (0.00907) (-0.29155)	0.004083 (0.02021) (0.20205)
D(LNBRA(-1))	-0.108038 (0.04182) (-2.58339)	0.061364 (0.03679) (1.66818)	0.001784 (0.01651) (0.10802)	0.025125 (0.01689) (1.48777)	0.028962 (0.01645) (1.76109)	-0.005017 (0.02922) (-0.17168)	0.004336 (0.01276) (0.33983)	0.003483 (0.01029) (0.33851)	0.008247 (0.02293) (0.35966)
D(LNCHI(-1))	-0.105791 (0.10085) (-1.04900)	0.055319 (0.08871) (0.62361)	0.081004 (0.03982) (2.03416)	0.000982 (0.04072) (0.02411)	-0.016339 (0.03966) (-0.41198)	0.032997 (0.07048) (0.46821)	0.006176 (0.03077) (0.20071)	0.005208 (0.02482) (0.20988)	-0.022865 (0.05529) (-0.41352)
D(LNCOL(-1))	0.049617 (0.08944) (0.55474)	0.006359 (0.07867) (0.08083)	-0.035447 (0.03532) (-1.00369)	0.086638 (0.03612) (2.39875)	-0.014132 (0.03517) (-0.40180)	-0.011762 (0.06250) (-0.18817)	-0.018652 (0.02729) (-0.68349)	-0.020678 (0.02201) (-0.93956)	0.080661 (0.04904) (1.64489)
D(LNJAP(-1))	0.137415 (0.09906) (1.38716)	-0.147168 (0.08713) (-1.68898)	-0.018134 (0.03912) (-0.46361)	0.009341 (0.04000) (0.23352)	-0.062114 (0.03895) (-1.59451)	-0.027724 (0.06923) (-0.40048)	-0.018179 (0.03023) (-0.60146)	-0.012805 (0.02438) (-0.52529)	0.054306 (0.05431) (0.99989)
D(LNMEX(-1))	0.040345 (0.05802) (0.69541)	-0.058887 (0.05103) (-1.15394)	-0.020211 (0.02291) (-0.88224)	0.001892 (0.02343) (0.08075)	-0.000412 (0.02281) (-0.01804)	0.005694 (0.04054) (0.14043)	0.019833 (0.01770) (1.12037)	0.014395 (0.01428) (1.00831)	-0.031908 (0.03181) (-1.00315)
D(LNUK(-1))	-0.065706 (0.15356) (-0.42787)	0.094041 (0.13508) (0.69621)	0.015805 (0.06064) (0.26065)	-0.001494 (0.06201) (-0.02409)	0.000349 (0.06039) (0.00577)	-0.019338 (0.10731) (-0.18020)	-0.018457 (0.04686) (-0.39391)	0.041435 (0.03779) (1.09653)	-0.102084 (0.08419) (-1.21249)
D(LNUSA(-1))	0.276312 (0.18931) (1.45957)	0.468300 (0.16652) (2.81232)	0.194851 (0.07475) (2.60664)	0.084207 (0.07645) (1.10152)	0.050297 (0.07444) (0.67564)	0.319323 (0.13229) (2.41374)	-0.047265 (0.05776) (-0.81827)	-0.079085 (0.04658) (-1.69772)	0.219207 (0.10379) (2.11199)
D(LNVNZ(-1))	0.013763 (0.06656) (0.20679)	-0.083956 (0.05854) (-1.43413)	-0.044649 (0.02628) (-1.69894)	0.020432 (0.02688) (0.76024)	-0.026519 (0.02617) (-1.01324)	-0.026467 (0.04651) (-0.56906)	-0.008765 (0.02031) (-0.43160)	0.005707 (0.01638) (0.34846)	0.129551 (0.03649) (3.55034)
DUMASIA	-0.019887 (0.01454) (-1.36799)	-0.006077 (0.01279) (-0.47525)	-0.016758 (0.00574) (-2.91936)	-0.013845 (0.00587) (-2.35853)	-0.005445 (0.00572) (-0.95240)	0.001824 (0.01016) (0.17950)	0.001577 (0.00444) (0.35562)	-0.001770 (0.00358) (-0.49475)	-0.027986 (0.00797) (-3.51130)
DUMMEX	0.012824 (0.00951) (1.34800)	-0.007892 (0.00837) (-0.94314)	0.007252 (0.00376) (1.93058)	0.006575 (0.00384) (1.71157)	-0.004531 (0.00374) (-1.21103)	-0.011127 (0.00665) (-1.67373)	0.000459 (0.00290) (0.15825)	0.005255 (0.00234) (2.24476)	0.015352 (0.00522) (2.94332)
DUMRUSS	0.026594 (0.02431) (1.09392)	-0.008067 (0.02138) (-0.37724)	0.016192 (0.00960) (1.68671)	0.011521 (0.00982) (1.17358)	0.014228 (0.00956) (1.48830)	-0.000663 (0.01699) (-0.03901)	-0.003034 (0.00742) (-0.40898)	0.003290 (0.00598) (0.55003)	0.032822 (0.01333) (2.46244)
DUMBRASIL	0.008819 (0.02360) (0.37369)	0.008153 (0.02076) (0.39275)	-0.000808 (0.00932) (-0.08665)	-0.008524 (0.00953) (-0.89444)	-0.006969 (0.00928) (-0.75096)	-0.006041 (0.01649) (-0.36627)	-0.009298 (0.00720) (-1.29128)	-0.006838 (0.00581) (-1.17746)	-0.022426 (0.01294) (-1.73320)

**Tabela 22** - Teste de Cointegração Johansen para Todas as Séries em Conjunto no Período de 02/01/1985 a 30/11/1994.

Eigenvalor	Razão Máxima verossimilhança	5 Porcento Valor Crítico	1 Porcento Valor Crítico	Hipótese No. de CE(s)
0.091406	188.1003	175.77	181.44	Nenhum**
0.087118	138.8299	141.20	152.32	Ao menos 1
0.059292	91.97973	109.99	119.80	Ao menos 2
0.043343	60.56255	82.49	90.45	Ao menos 3
0.030277	37.78715	59.46	66.52	Ao menos 4
0.025054	21.98408	39.89	45.58	Ao menos 5
0.012089	8.942244	24.31	29.75	Ao menos 6
0.005093	2.690858	12.53	16.31	Ao menos 7
0.000129	0.066188	3.84	6.51	Ao menos 8

\*(\*\*) denota rejeição da hipótese a 5%(1%) nível de significância.

O teste L.R. indica 1 equação cointegrantes a 1% de significância. O lag utilizado definido pelo AIC foi de 4. O modelo escolhido pelo AIC foi 1: nenhuma tendência nos dados, sem intercepto e sem tendência.

**Tabela 23** - Coeficientes de Cointegração Normalizados do Teste para o Período de 02/01/1985 a 30/11/1994.

1 Equação Cointegrante								
LNARG	LNBRASI	LNCHILE	LNCOLOMB	LNJAPAO	LN MEXICO	LN UK	LNUSA	LVNZ
L								
1.00000	-1.049366	0.148398	0.404481	0.754109	-1.068858	-2.677366	2.504793	-0.206447
	(0.18396)	(0.38615)	(0.18988)	(0.29482)	(0.28550)	(0.97620)	(0.82774)	(0.19398)
Log likelihood								
	8051.013							

**Tabela 24** - Teste de Cointegração Johansen para Todas as Séries em Conjunto no Período de 07/12/1994 a 26/04/2000.

Eigenvalor	Likelihood	5 Porcento	1 Porcento	Hipótese
	Razão	Valor Crítico	Valor Crítico	No. de CE(s)
0.193431	224.9248	175.77	181.44	Nenhuma **
0.147258	164.3046	141.20	152.32	Ao menos 1 **
0.105571	119.3825	109.99	119.80	Ao menos 2 *
0.104047	87.91980	82.49	90.45	Ao menos 3 *
0.068965	56.93737	59.46	66.52	Ao menos 4
0.054049	36.78620	39.89	45.58	Ao menos 5
0.041098	21.11714	24.31	29.75	Ao menos 6
0.032360	9.282532	12.53	16.31	Ao menos 7
2.15E-05	0.006069	3.84	6.51	Ao menos 8

\*(\*\*) denota rejeição da hipótese a 5%(1%) nível de significância.

O teste L.R. indica 4 equações cointegrantes a 5% de significância. O lag utilizado definido pelo AIC foi de 1. O modelo escolhido pelo AIC foi 1: nenhuma tendência nos dados, sem intercepto e sem tendência.

**Tabela 25 - Coeficientes de Cointegração Normalizados do Teste para o Período de 07/12/1994 a 26/04/2000.**

4 Equações Cointegrantes								
LNARG	LNBRA	LNCHI	LNCOL	LNJAPAO	LNMEXICO	LNUK	LNUSA	LNVNZ
1.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.646733 (1.48242)	-2.144143 (3.10943)	-0.800602 (0.69748)	1.091957 (1.16971)	0.144304 (0.57239)
0.0000	1.0000	0.0000	0.0000	3.794775 (6.74265)	-8.711545 (14.1430)	-1.443184 (3.17241)	3.850388 (5.32031)	1.229508 (2.60344)
0.0000	0.0000	1.0000	0.0000	-0.299874 (0.75901)	-1.189407 (1.59205)	-1.370120 (0.35711)	1.676683 (0.59890)	0.125271 (0.29307)
0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	-0.222994 (0.82057)	-0.735808 (1.72118)	-3.065677 (0.38608)	3.394240 (0.64747)	-0.196752 (0.31684)
Log likelihood		5273.65						

**Tabela 26 - Equação de Previsão no Primeiro Sub-Período com Vetor de Correção de Erro.**

VEC:	D(LNARG)	D(LNBRAS)	D(LNCHILE)	D(LNCOL)	D(LNJAPAO)	D(LNMEX)	D(LNUK)	D(LNUSA)	D(LNVNZ)
CointEq1	-0.019987 (0.00908) (-2.20028)	0.014479 (0.00765) (1.89287)	0.001712 (0.00314) (0.54493)	-0.006413 (0.00318) (-2.01569)	0.009033 (0.00321) (2.81834)	0.023503 (0.00523) (4.49238)	0.004426 (0.00270) (1.63848)	0.003260 (0.00195) (1.66956)	-0.001939 (0.00414) (-0.46860)
D(LNARG(-1))	-0.001073 (0.04501) (-0.02385)	0.032599 (0.03790) (0.86003)	0.019132 (0.01557) (1.22896)	-0.001791 (0.01576) (-0.11359)	-0.001281 (0.01588) (-0.08065)	0.024076 (0.02592) (0.92869)	-0.008072 (0.01339) (-0.60299)	-0.002035 (0.00968) (-0.21029)	0.013695 (0.02050) (0.66793)
D(LNARG(-2))	0.029829 (0.04490) (0.66438)	-0.055325 (0.03781) (-1.46338)	0.007326 (0.01553) (0.47179)	-0.007982 (0.01572) (-0.50762)	-0.024373 (0.01584) (-1.53853)	0.000620 (0.02586) (0.02396)	-0.020385 (0.01335) (-1.52676)	-0.002187 (0.00965) (-0.22664)	0.031633 (0.02045) (1.54679)
D(LNARG(-3))	0.122690 (0.04522) (2.71299)	0.030852 (0.03808) (0.81018)	-0.002367 (0.01564) (-0.15134)	0.005733 (0.01584) (0.36196)	-0.013284 (0.01596) (-0.83250)	-0.002501 (0.02605) (-0.09604)	-0.006263 (0.01345) (-0.46568)	0.000964 (0.00972) (0.09912)	-0.003189 (0.02060) (-0.15482)
D(LNARG(-4))	-0.003116 (0.04527) (-0.06882)	0.059394 (0.03812) (1.55795)	-0.013545 (0.01566) (-0.86508)	-0.021290 (0.01586) (-1.34274)	0.003757 (0.01597) (0.23516)	-0.003141 (0.02607) (-0.12046)	0.012903 (0.01346) (0.95839)	-0.002967 (0.00973) (-0.30483)	0.002802 (0.02062) (0.13589)
D(LNBRASIL(-1))	-0.104821 (0.05342) (-1.96203)	0.076676 (0.04499) (1.70440)	-0.005117 (0.01848) (-0.27697)	0.009904 (0.01871) (0.52931)	0.025994 (0.01885) (1.37892)	-0.015607 (0.03077) (-0.50723)	-0.001921 (0.01589) (-0.12089)	0.001525 (0.01148) (0.13279)	0.010959 (0.02433) (0.45036)
D(LNBRASIL(-2))	0.006120 (0.05397) (0.11339)	0.027521 (0.04545) (0.60555)	0.022600 (0.01867) (1.21077)	-0.014227 (0.01890) (-0.75269)	0.015912 (0.01904) (0.83556)	0.020164 (0.03108) (0.64871)	0.015701 (0.01605) (0.97827)	0.004526 (0.01160) (0.39013)	-0.006892 (0.02458) (-0.28034)
D(LNBRASIL(-3))	-0.075859 (0.05390) (-1.40730)	-0.011603 (0.04539) (-0.25562)	0.031001 (0.01864) (1.66293)	-0.004170 (0.01888) (-0.22088)	0.018524 (0.01902) (0.97392)	0.010661 (0.03104) (0.34342)	0.014659 (0.01603) (0.91449)	0.005729 (0.01159) (0.49442)	-0.035743 (0.02455) (-1.45576)
D(LNBRASIL(-4))	0.189777 (0.05371) (3.53304)	0.043960 (0.04523) (0.97190)	-0.015853 (0.01858) (-0.85339)	-0.029913 (0.01881) (-1.59012)	-0.012967 (0.01895) (-0.68416)	0.016299 (0.03094) (0.52686)	-0.000838 (0.01597) (-0.05249)	0.008000 (0.01155) (0.69286)	0.006839 (0.02447) (0.27952)
D(LNCHILE(-1))	-0.176881 (0.14036) (-1.26017)	0.087006 (0.11819) (0.73613)	0.067333 (0.04854) (1.38706)	-0.033188 (0.04916) (-0.67513)	-0.026315 (0.04953) (-0.53134)	0.025347 (0.08084) (0.31355)	0.006921 (0.04174) (0.16581)	-0.001285 (0.03017) (-0.04258)	-0.005930 (0.06393) (-0.09276)
D(LNCHILE(-2))	0.007873 (0.14070) (0.05595)	0.071284 (0.11848) (0.60166)	0.047165 (0.04866) (0.96927)	-0.007241 (0.04928) (-0.14694)	-0.021625 (0.04965) (-0.43559)	0.033633 (0.08103) (0.41504)	0.014628 (0.04184) (0.34959)	0.014712 (0.03025) (0.48641)	0.053278 (0.06409) (0.83131)
D(LNCHILE(-3))	-0.236128 (0.14059) (-1.67950)	-0.041622 (0.11839) (-0.35157)	-0.006714 (0.04862) (-0.13808)	-0.042741 (0.04924) (-0.86802)	-0.033501 (0.04961) (-0.67530)	-0.063287 (0.08097) (-0.78159)	-0.040229 (0.04181) (-0.96218)	-0.019372 (0.03022) (-0.64098)	-0.012038 (0.06404) (-0.18797)
D(LNCHILE(-4))	0.164561 (0.13989) (1.17633)	0.026336 (0.11780) (0.22357)	0.083082 (0.04838) (1.71724)	0.031142 (0.04899) (0.63563)	0.064674 (0.04936) (1.31022)	0.028917 (0.08057) (0.35891)	-0.009354 (0.04160) (-0.22486)	0.049286 (0.03007) (1.63897)	-0.065108 (0.06372) (-1.02178)
D(LNCOLOM(-1))	-0.022886 (0.12978) (-0.17635)	-0.029797 (0.10928) (-0.27266)	-0.050997 (0.04488) (-1.13622)	0.074282 (0.04545) (1.63431)	-0.018676 (0.04579) (-0.40785)	-0.063159 (0.07474) (-0.84501)	-0.008706 (0.03859) (-0.22559)	-0.036209 (0.02790) (-1.29794)	0.050177 (0.05911) (0.84882)
D(LNCOLOM(-2))	0.132880 (0.13062) (1.01727)	0.043727 (0.10999) (0.39754)	-0.017114 (0.04518) (-0.37883)	0.113562 (0.04575) (2.48236)	-0.060261 (0.04609) (-1.30744)	0.038033 (0.07523) (0.50555)	-0.050024 (0.03885) (-1.28776)	-0.028493 (0.02808) (-1.01475)	0.084590 (0.05950) (1.42171)
D(LNCOLOM(-3))	0.047897	0.004734	0.019881	-0.019934	0.054434	-0.024279	0.038684	0.059387	-0.109171

	(0.13105)	(0.11035)	(0.04532)	(0.04590)	(0.04624)	(0.07548)	(0.03897)	(0.02817)	(0.05969)
	(0.36548)	(0.04290)	(0.43864)	(-0.43433)	(1.17720)	(-0.32168)	(0.99260)	(2.10813)	(-1.82889)
D(LNCOLOM(-4))	-0.109560	0.032798	0.089539	0.128488	0.076611	-0.033698	0.058868	0.027180	0.154819
	(0.13117)	(0.11045)	(0.04536)	(0.04594)	(0.04628)	(0.07554)	(0.03901)	(0.02820)	(0.05975)
	(-0.83524)	(0.29694)	(1.97376)	(2.79693)	(1.65525)	(-0.44607)	(1.50913)	(0.96396)	(2.59121)
D(LNJAPAO(-1))	0.121987	-0.275693	-0.057451	0.061760	-0.031272	-0.103058	-0.024427	-0.014640	0.033483
	(0.14159)	(0.11923)	(0.04897)	(0.04959)	(0.04996)	(0.08155)	(0.04211)	(0.03044)	(0.06449)
	(0.86155)	(-2.31231)	(-1.17322)	(1.24545)	(-0.62594)	(-1.26380)	(-0.58011)	(-0.48101)	(0.51916)
D(LNJAPAO(-2))	0.113802	0.100140	-0.009844	0.004869	-0.006420	-0.103306	-0.016944	0.001081	0.017556
	(0.14278)	(0.12023)	(0.04938)	(0.05001)	(0.05038)	(0.08223)	(0.04246)	(0.03069)	(0.06504)
	(0.79704)	(0.83290)	(-0.19934)	(0.09737)	(-0.12743)	(-1.25628)	(-0.39905)	(0.03524)	(0.26994)
D(LNJAPAO(-3))	-0.044793	-0.108455	-0.032820	0.019374	-0.013154	-0.102007	-0.011554	-0.003851	-0.016458
	(0.14284)	(0.12028)	(0.04940)	(0.05002)	(0.05040)	(0.08226)	(0.04248)	(0.03070)	(0.06506)
	(-0.31360)	(-0.90172)	(-0.66440)	(0.38730)	(-0.26099)	(-1.24003)	(-0.27200)	(-0.12544)	(-0.25297)
D(LNJAPAO(-4))	0.010386	0.146239	-0.014095	0.142791	-0.021656	-0.123590	0.064107	-0.031257	0.084849
	(0.14251)	(0.12000)	(0.04929)	(0.04991)	(0.05028)	(0.08207)	(0.04238)	(0.03063)	(0.06491)
	(0.07288)	(1.21865)	(-0.28599)	(2.86100)	(-0.43067)	(-1.50583)	(1.51269)	(-1.02037)	(1.30715)
D(LNMEXICO(-1))	0.014177	-0.016437	-0.008910	0.005857	0.021919	0.027012	0.028383	0.020974	-0.011812
	(0.07879)	(0.06634)	(0.02725)	(0.02759)	(0.02780)	(0.04537)	(0.02343)	(0.01694)	(0.03589)
	(0.17994)	(-0.24776)	(-0.32699)	(0.21229)	(0.78848)	(0.59531)	(1.21141)	(1.23845)	(-0.32916)
D(LNMEXICO(-2))	-0.020291	0.052075	0.003289	-0.014296	0.016103	0.035415	0.015513	0.012253	-0.020152
	(0.07879)	(0.06634)	(0.02725)	(0.02759)	(0.02780)	(0.04538)	(0.02343)	(0.01694)	(0.03589)
	(-0.25753)	(0.78491)	(0.12071)	(-0.51809)	(0.57925)	(0.78047)	(0.66211)	(0.72350)	(-0.56152)
D(LNMEXICO(-3))	0.038583	0.041000	0.010513	0.001249	0.029643	0.021650	0.019091	0.014117	-0.013945
	(0.07886)	(0.06641)	(0.02727)	(0.02762)	(0.02783)	(0.04542)	(0.02345)	(0.01695)	(0.03592)
	(0.48922)	(0.61738)	(0.38544)	(0.04522)	(1.06526)	(0.47666)	(0.81401)	(0.83273)	(-0.38819)
D(LNMEXICO(-4))	-0.221456	-0.224323	0.092944	-0.018144	-0.011680	0.266134	0.028554	0.024884	0.045536
	(0.07871)	(0.06628)	(0.02722)	(0.02757)	(0.02777)	(0.04533)	(0.02341)	(0.01692)	(0.03585)
	(-2.81364)	(-3.38463)	(3.41446)	(-0.65822)	(-0.42058)	(5.87102)	(1.21990)	(1.47078)	(1.27015)
D(LNUK(-1))	-0.004716	0.193354	0.058321	0.018361	-0.021403	0.024438	0.007427	0.020190	-0.099708
	(0.21007)	(0.17689)	(0.07265)	(0.07357)	(0.07412)	(0.12098)	(0.06247)	(0.04516)	(0.09569)
	(-0.02245)	(1.09307)	(0.80276)	(0.24956)	(-0.28875)	(0.20199)	(0.11889)	(0.44711)	(-1.04204)
D(LNUK(-2))	-0.211988	0.159262	0.108880	0.046433	0.026768	0.055391	0.028094	0.009222	-0.104495
	(0.21009)	(0.17691)	(0.07266)	(0.07358)	(0.07413)	(0.12100)	(0.06248)	(0.04516)	(0.09569)
	(-1.00904)	(0.90026)	(1.49853)	(0.63107)	(0.36110)	(0.45779)	(0.44967)	(0.20421)	(-1.09197)
D(LNUK(-3))	0.118441	0.170895	0.029772	-0.024681	-0.002439	0.045513	0.014490	0.018592	0.138561
	(0.21076)	(0.17747)	(0.07289)	(0.07381)	(0.07437)	(0.12138)	(0.06268)	(0.04531)	(0.09600)
	(0.56196)	(0.96293)	(0.40844)	(-0.33437)	(-0.03280)	(0.37496)	(0.23119)	(0.41037)	(1.44333)
D(LNUK(-4))	-0.254416	0.202066	-0.022943	-0.178720	-0.172510	0.235316	-0.031901	0.001350	-0.033528
	(0.21064)	(0.17737)	(0.07285)	(0.07377)	(0.07432)	(0.12131)	(0.06264)	(0.04528)	(0.09594)
	(-1.20783)	(1.13923)	(-0.31495)	(-2.42266)	(-2.32107)	(1.93975)	(-0.50927)	(0.02981)	(-0.34946)
D(LNUSA(-1))	0.152936	0.112886	0.027611	-0.013129	-0.029454	0.015872	-0.079776	-0.065555	0.020818
	(0.29144)	(0.24541)	(0.10079)	(0.10207)	(0.10283)	(0.16785)	(0.08667)	(0.06265)	(0.13275)
	(0.52477)	(0.45999)	(0.27394)	(-0.12863)	(-0.28643)	(0.09457)	(-0.92047)	(-1.04642)	(0.15683)
D(LNUSA(-2))	0.322934	-0.384190	-0.124491	0.002314	-0.035431	-0.159499	-0.050731	-0.037993	0.048542
	(0.29009)	(0.24427)	(0.10032)	(0.10159)	(0.10236)	(0.16707)	(0.08627)	(0.06236)	(0.13213)
	(1.11323)	(-1.57280)	(-1.24088)	(0.02278)	(-0.34615)	(-0.95469)	(-0.58807)	(-0.60928)	(0.36737)
D(LNUSA(-3))	0.029353	-0.111022	-0.060930	0.086736	-0.045253	-0.058415	-0.026694	-0.043994	-0.018672
	(0.29134)	(0.24533)	(0.10076)	(0.10203)	(0.10280)	(0.16779)	(0.08664)	(0.06263)	(0.13271)

	(0.10075)	(-0.45254)	(-0.60471)	(0.85006)	(-0.44020)	(-0.34814)	(-0.30810)	(-0.70247)	(-0.14070)
D(LNUSA(-4))	0.762151	0.245777	0.186589	0.266062	0.340181	0.752281	0.034349	0.062627	0.088317
	(0.28953)	(0.24380)	(0.10013)	(0.10140)	(0.10216)	(0.16674)	(0.08610)	(0.06224)	(0.13188)
	(2.63242)	(1.00812)	(1.86346)	(2.62395)	(3.32994)	(4.51157)	(0.39894)	(1.00629)	(0.66969)
D(LNVNZ(-1))	-0.014332	-0.125278	-0.070128	-0.024851	-0.019661	-0.034562	-0.020004	0.007447	0.138871
	(0.10220)	(0.08606)	(0.03535)	(0.03579)	(0.03606)	(0.05886)	(0.03039)	(0.02197)	(0.04655)
	(-0.14023)	(-1.45568)	(-1.98402)	(-0.69428)	(-0.54520)	(-0.58718)	(-0.65816)	(0.33898)	(2.98307)
D(LNVNZ(-2))	-0.059918	-0.055915	-0.028599	0.030748	-0.051459	-0.046681	-0.029246	-0.011375	0.037646
	(0.10320)	(0.08690)	(0.03569)	(0.03614)	(0.03641)	(0.05944)	(0.03069)	(0.02218)	(0.04701)
	(-0.58059)	(-0.64342)	(-0.80127)	(0.85072)	(-1.41315)	(-0.78538)	(-0.95292)	(-0.51275)	(0.80083)
D(LNVNZ(-3))	-0.093124	-0.006022	0.023130	0.003852	-0.014025	0.004990	0.000885	-0.022655	0.043880
	(0.10292)	(0.08666)	(0.03559)	(0.03604)	(0.03631)	(0.05927)	(0.03061)	(0.02212)	(0.04688)
	(-0.90485)	(-0.06949)	(0.64986)	(0.10688)	(-0.38623)	(0.08419)	(0.02892)	(-1.02404)	(0.93605)
D(LNVNZ(-4))	-0.074906	-0.161181	0.028330	-0.010443	0.080387	-0.029576	0.063867	0.027402	0.033024
	(0.10233)	(0.08617)	(0.03539)	(0.03584)	(0.03611)	(0.05894)	(0.03043)	(0.02200)	(0.04661)
	(-0.73197)	(-1.87045)	(0.80046)	(-0.29138)	(2.22628)	(-0.50183)	(2.09863)	(1.24569)	(0.70847)
C	0.006556	0.002925	0.004721	0.003705	0.002604	0.004207	0.001936	0.001208	0.004519
	(0.00518)	(0.00436)	(0.00179)	(0.00181)	(0.00183)	(0.00298)	(0.00154)	(0.00111)	(0.00236)
C	0.006556	0.002925	0.004721	0.003705	0.002604	0.004207	0.001936	0.001208	0.004519
	(1.26627)	(0.67094)	(2.63645)	(2.04333)	(1.42541)	(1.41083)	(1.25742)	(1.08557)	(1.91630)
R-squared	0.096664	0.108894	0.129291	0.093405	0.093707	0.267362	0.056884	0.058682	0.089292
Adj. R-squared	0.026299	0.039481	0.061467	0.022786	0.023112	0.210293	-0.016580	-0.014642	0.018353
Sum sq. resids	5.024344	3.562595	0.600949	0.616259	0.625538	1.666526	0.444340	0.232162	1.042423
S.E. equation	0.102847	0.086604	0.035569	0.036019	0.036289	0.059232	0.030585	0.022108	0.046846
Log likelihood	458.6487	546.8348	1003.337	996.8837	993.0506	741.7102	1080.779	1247.288	862.0583
Akaike AIC	458.7968	546.9829	1003.485	997.0319	993.1988	741.8584	1080.928	1247.436	862.2064
Schwarz SC	459.1109	547.2970	1003.799	997.3460	993.5129	742.1725	1081.242	1247.750	862.5205
Mean dependent	0.005001	0.002304	0.006821	0.005636	0.002873	0.006156	0.002482	0.001933	0.007953
S.D. dependent	0.104227	0.088366	0.036715	0.036437	0.036716	0.066654	0.030335	0.021948	0.047282
Determinant Residual Covariance			1.07E-25						
Log Likelihood			8197.614						
Akaike Information Criteria			8198.982						
Schwarz Criteria			8201.884						



**Tabela 27** - Equação de Previsão no Segundo Sub-Período com Vetor de Correção de Erro.

Error Correction:	D(LNARG)	D(LNBRAS)	D(LNCHILE)	D(LNCOLO)	D(LNJAPAO)	D(LNMEXI)	D(LNUK)	D(LNUSA)	D(LNVNZ)
CointEq1	-0.221141	-0.000896	-0.055002	-0.024070	-0.013410	-0.040851	-0.005821	-0.028624	0.009694
	(0.05286)	(0.06158)	(0.03664)	(0.03973)	(0.03603)	(0.05744)	(0.02255)	(0.02481)	(0.06039)
	(-4.18365)	(-0.01455)	(-1.50132)	(-0.60580)	(-0.37216)	(-0.71124)	(-0.25820)	(-1.15369)	(0.16053)
CointEq2	0.032868	-0.037150	0.011098	-0.024330	-0.006052	-0.008434	0.007067	0.011798	0.002802
	(0.01488)	(0.01734)	(0.01031)	(0.01119)	(0.01014)	(0.01617)	(0.00635)	(0.00699)	(0.01700)
	(2.20862)	(-2.14287)	(1.07597)	(-2.17505)	(-0.59655)	(-0.52157)	(1.11330)	(1.68899)	(0.16482)
CointEq3	0.074869	0.092986	-0.020700	0.085060	0.028123	0.154243	0.007851	0.004166	-0.004384
	(0.03882)	(0.04523)	(0.02691)	(0.02918)	(0.02646)	(0.04218)	(0.01656)	(0.01822)	(0.04435)
	(1.92852)	(2.05600)	(-0.76933)	(2.91486)	(1.06267)	(3.65640)	(0.47414)	(0.22864)	(-0.09884)
CointEq4	-0.039497	-0.064512	0.014259	-0.065002	0.000278	-0.040083	-0.005788	-0.015315	0.001257
	(0.02474)	(0.02882)	(0.01714)	(0.01859)	(0.01686)	(0.02688)	(0.01055)	(0.01161)	(0.02826)
	(-1.59673)	(-2.23868)	(0.83169)	(-3.49591)	(0.01651)	(-1.49126)	(-0.54854)	(-1.31903)	(0.04449)
D(LNARG(-1))	0.090581	0.215217	0.140420	-0.023685	0.093446	0.080139	0.018342	0.018771	0.028892
	(0.08733)	(0.10173)	(0.06053)	(0.06564)	(0.05953)	(0.09489)	(0.03725)	(0.04099)	(0.09977)
	(1.03726)	(2.11549)	(2.32002)	(-0.36082)	(1.56973)	(0.84454)	(0.49243)	(0.45794)	(0.28958)
D(LNBRASIL(-1))	-0.097048	-0.105574	-0.038886	0.049613	0.043137	-0.054477	0.024757	0.012817	-0.030497
	(0.07591)	(0.08843)	(0.05261)	(0.05706)	(0.05175)	(0.08248)	(0.03238)	(0.03563)	(0.08673)
	(-1.27847)	(-1.19382)	(-0.73909)	(0.86949)	(0.83361)	(-0.66044)	(0.76462)	(0.35973)	(-0.35165)
D(LNCHILE(-1))	-0.058752	0.055376	0.076986	0.069563	-0.053287	0.021700	-0.076238	-0.022513	-0.042568
	(0.11584)	(0.13495)	(0.08029)	(0.08707)	(0.07897)	(0.12587)	(0.04941)	(0.05437)	(0.13234)
	(-0.50720)	(0.41035)	(0.95890)	(0.79892)	(-0.67482)	(0.17240)	(-1.54303)	(-0.41405)	(-0.32165)
D(LNCOLOM(-1))	0.154963	0.055414	0.017929	0.120247	-0.041898	0.090333	-0.040461	0.004490	0.165129
	(0.08081)	(0.09414)	(0.05601)	(0.06074)	(0.05509)	(0.08781)	(0.03447)	(0.03793)	(0.09233)
	(1.91756)	(0.58861)	(0.32010)	(1.97954)	(-0.76056)	(1.02871)	(-1.17385)	(0.11836)	(1.78851)
D(LNJAPAO(-1))	0.149114	0.199981	0.031317	-0.028944	-0.145665	0.103294	-0.005022	0.004380	0.113855
	(0.09332)	(0.10872)	(0.06468)	(0.07015)	(0.06362)	(0.10141)	(0.03981)	(0.04380)	(0.10662)
	(1.59783)	(1.83942)	(0.48417)	(-0.41260)	(-2.28969)	(1.01862)	(-0.12617)	(0.09999)	(1.06784)
D(LNMEXICO(-1))	0.031101	-0.138870	0.001219	0.015774	-0.073138	0.041596	0.002708	0.000969	-0.031271
	(0.07395)	(0.08615)	(0.05126)	(0.05559)	(0.05041)	(0.08036)	(0.03154)	(0.03471)	(0.08449)
	(0.42055)	(-1.61188)	(0.02379)	(0.28377)	(-1.45077)	(0.51763)	(0.08584)	(0.02792)	(-0.37010)
D(LNUK(-1))	0.018874	0.135222	0.121804	-0.056555	0.025705	0.056380	-0.206605	0.056543	0.106317
	(0.17427)	(0.20302)	(0.12079)	(0.13100)	(0.11880)	(0.18937)	(0.07433)	(0.08180)	(0.19911)
	(0.10830)	(0.66604)	(1.00842)	(-0.43173)	(0.21637)	(0.29773)	(-2.77946)	(0.69123)	(0.53397)
D(LNUSA(-1))	0.554215	0.834223	0.292640	0.300906	0.179706	0.656506	0.027591	-0.105053	0.425371
	(0.15803)	(0.18410)	(0.10953)	(0.11879)	(0.10773)	(0.17172)	(0.06741)	(0.07418)	(0.18055)
	(3.50697)	(4.53125)	(2.67175)	(2.53311)	(1.66812)	(3.82311)	(0.40932)	(-1.41625)	(2.35596)
D(LNVNZ(-1))	0.021054	0.011032	0.006389	0.079169	-0.022135	-0.027277	0.017627	0.006472	0.158000
	(0.05634)	(0.06564)	(0.03905)	(0.04235)	(0.03841)	(0.06122)	(0.02403)	(0.02645)	(0.06437)
	(0.37368)	(0.16807)	(0.16360)	(1.86930)	(-0.57631)	(-0.44553)	(0.73348)	(0.24472)	(2.45448)
R-squared	0.169587	0.171153	0.130714	0.149319	0.062985	0.190236	0.065597	0.031809	0.087329
Adj. R-squared	0.132542	0.134179	0.091936	0.111371	0.021185	0.154112	0.023914	-0.011382	0.046615
Sum sq. residues	0.542905	0.736815	0.260798	0.306751	0.252289	0.641022	0.098770	0.119612	0.708648
S.E. equation	0.044925	0.052336	0.031137	0.033769	0.030625	0.048816	0.019162	0.021087	0.051326
Log likelihood	481.4941	438.4322	584.8738	561.9906	589.5507	458.0698	721.7785	694.7826	443.9282
Akaike AIC	481.5863	438.5244	584.9660	562.0828	589.6429	458.1620	721.8707	694.8748	444.0204
Schwarz SC	481.7542	438.6923	585.1339	562.2507	589.8108	458.3299	722.0386	695.0427	444.1883
Mean dependent	0.000805	0.000109	-0.000958	-0.003260	9.64E-05	-0.000559	0.002362	0.004282	0.004413

S.D.	0.048235	0.056246	0.032675	0.035823	0.030954	0.053077	0.019395	0.020968	0.052566
dependent									

**Tabela 28:** Estatísticas descritivas para os índices de preços do mercado acionário no período total.





## FICHA CATALOGRÁFICA

Pereira, Antonio Fernando de Oliveira de Andrade

Causalidade e co-integração no mercado de capitais da América Latina / Antonio Fernando de Oliveira de Andrade Pereira. – Florianópolis: O Autor, 2002.

180 folhas: il., fig., tab., quadros.

Tese (doutorado) – Universidade Federal de Santa Catarina. PPGEPP. Engenharia de Produção, 2002.

Inclui bibliografia e apêndices.

1. Mercado de capitais – Causalidade e co-integração – América Latina. 2. Bolsa de valores – Segmentação e integração. 3. Métodos econométricos – Séries temporais. 4. Mercado – Globalização. I. Título.

330.43	CDU (2.ed.)	UFSC
330.015195	CDU (21.ed.)	BC2003-082